



N° 89-594-XIF au catalogue  
ISBN: 0-662-75015-2

## Document de recherche

# Travail des parents, recours à des services de garde et résultats cognitifs des jeunes enfants

par Lynda G. Gagné

Le programme des centres de données de recherche  
1710 Immeuble principal, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136

*Toutes les opinions émises par l'auteur de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.*



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

# **Travail des parents, recours à des services de garde et résultats cognitifs des jeunes enfants**

**Par**

**Lynda G. Gagné\***

**N° au catalogue : 89-594-XIF**

**ISBN : 0-662-75015-2**

\*School of Public Administration  
University of Victoria  
Victoria, British Columbia

Le programme des centres de données de recherche  
1710 Immeuble principal  
Statistique Canada  
Ottawa, ON K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements:  
Service national de renseignements: 1 800 263-1136  
Renseignements par courriel : [linfostats@statcan.ca](mailto:linfostats@statcan.ca)

**Octobre 2003**

Les opinions exprimées sont celles des auteurs et n'engagent en rien Statistique Canada.

*Also available in English*

Le travail d'analyse effectué dans le cadre de ce document a été réalisé au Centre de données de recherche de la Colombie-Britannique, situé sur le campus de «University of British Columbia». Le programme des centres de données de recherche (CDR) s'inscrit dans une initiative de Statistique Canada, du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSH) et de consortiums d'universités visant à renforcer la capacité de recherche sociale du Canada et à soutenir le milieu de la recherche sur les politiques.

Les CDR permettent aux chercheurs d'accéder aux microdonnées d'enquêtes sur les ménages et sur la population. Ils comptent des employés de Statistique Canada et sont exploités en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique. Ils sont administrés conformément à toutes les règles de confidentialité. Ils ne sont accessibles qu'aux chercheurs dont les propositions ont été approuvées et qui ont prêté serment en qualité de personnes réputées être employées de Statistique Canada.

Le centre à l' « University of British Columbia », est un des neuf centres actuellement en fonction dans diverses universités à travers le pays.

Des renseignements supplémentaires sur le programme de CDR sont disponibles sur le site Internet de Statistique Canada ([www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)). Dès que vous accédez à la page d'accueil en français, cliquez sur le lien « Études par Statistique Canada » dans la partie inférieure gauche de la page; puis, sélectionnez « Possibilité de recherche » dans la gauche de cette page; et finalement, cliquez sur « Les centres de données de recherche ».

Pour plus d'information sur le présent document ou pour vous enquérir des concepts, des méthodes ou de la qualité des données utilisés, veuillez communiquer avec Lynda G. Gagné (250-721-8063), « University of Victoria, » Victoria, C. B. Pour en savoir plus sur le programme de centres de données de recherche de Statistique Canada, veuillez communiquer avec le gestionnaire du programme, Gustave Goldman (613-951-1472).

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2003

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

## **Table de Matières**

1.	Introduction.....	1
2.	Survol des travaux antérieurs.....	3
3.	Aspects liés aux modèles et aux estimations.....	6
4.	Données et statistiques provisoires.....	15
5.	Résultats des estimations et explication.....	20
	a. Estimations par les MCO.....	20
	b. Estimations à effets fixes.....	29
	c. Tests d'endogénéité.....	32
6.	Conclusion.....	34
	Bibliographie.....	35

## **Résumé**

Le présent document repose sur les trois cycles de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) et vise à examiner si la participation des parents au marché du travail et le recours à des services de garde influencent le développement cognitif (c'est-à-dire la maturité scolaire) des enfants d'âge préscolaire. La base de la démonstration figurant dans le présent document est que la participation à temps plein au marché du travail des parents seuls (dans les familles monoparentales), et des deux parents (dans les familles biparentales), laisse comparativement moins de temps pour les interactions parents-enfants que dans les familles dont un parent reste à la maison. Le document part du principe que le temps consacré par les parents aux interactions parents-enfants favorise le développement des capacités cognitives des enfants d'âge préscolaire. Compte tenu de ces hypothèses, la présente étude vise à déterminer si la réduction du temps passé par les parents avec leurs enfants, en raison de la participation du parent au marché du travail et, le recours à des services de garde, ont des répercussions sur le développement cognitif des jeunes enfants.

L'étude fait ressortir que la participation des parents au marché du travail a peu d'effet sur la maturité scolaire de la plupart des enfants d'âge préscolaire. Toutefois, ce processus de maturation des enfants semble être influencé par la participation des parents au marché du travail, si ces derniers ont des compétences parentales et des niveaux de scolarité supérieurs à la moyenne. Les enfants dont la mère a des compétences parentales supérieures à la moyenne et un niveau de scolarité plus élevé, ont tendance à être légèrement avantagés lorsque celle-ci ne travaille pas à l'extérieur du foyer. De même, les enfants dont le père a un niveau de scolarité supérieur à la moyenne obtiennent des résultats cognitifs légèrement plus élevés si leur père travaille à temps partiel.

Même si l'auteur a déterminé qu'il n'existe pas de lien entre la maturité scolaire et le nombre d'heures passés par la plupart des enfants d'âge préscolaire dans des services de garde, l'étude a permis d'observer que les enfants qui proviennent de familles dont le revenu est plus élevé et qui fréquentent des services de garde obtiennent de meilleurs résultats cognitifs que les enfants de familles dont le revenu est moins élevé. Cette conclusion est peut-être attribuable au fait que les enfants de familles à revenu élevé profitent de services de garde de meilleure qualité, ou encore simplement aux avantages de vivre dans une famille disposant de ressources plus importantes.

## **1. Introduction**

Selon l'Enquête sociale générale de 1995, un certain nombre de Canadiens s'inquiètent de l'incidence du travail de la mère sur les enfants. Zukewich Ghalam (1997) signale que si la majorité des Canadiens (59 %) et des Canadiennes (67 %) étaient d'accord ou entièrement d'accord pour affirmer qu'une mère qui travaille peut établir des rapports aussi chaleureux et solides avec ses enfants, plus de la moitié des hommes (59 %) et des femmes (51 %) étaient aussi d'accord ou entièrement d'accord pour trouver qu'un enfant d'âge préscolaire risque de souffrir du fait que ses deux parents sont occupés<sup>1</sup>.

La participation des parents au marché du travail peut avoir un effet négatif sur les jeunes enfants si les services de garde sont de qualité inférieure à celle de la garde assurée par les parents ou si cette dernière se dégrade à cause du travail à l'extérieur du foyer. Le revenu consacré aux services de garde ne sert pas à d'autres fins qui pourraient s'avérer avantageuses. Par contre, les parents qui travaillent sans avoir recours à des services de garde ont une double besogne et peuvent avoir moins de temps à consacrer exclusivement à leurs enfants. Enfin, le revenu familial supplémentaire dont disposent les parents qui travaillent, ainsi que la hausse possible de leur estime de soi, peuvent compenser les effets négatifs que pourrait avoir la réduction du temps consacré aux enfants ou la qualité inférieure des services de garde.

Dans la présente communication, j'utilise les données des premier (1994), deuxième (1996) et troisième cycles (1998) des fichiers principaux de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) pour estimer les répercussions du travail des parents et du recours à des services de garde sur les capacités cognitives des enfants d'âge préscolaire. La variable dépendante est le test révisé de l'Échelle de vocabulaire en images de Peabody (EVIP-R) pour les enfants de trois ans et demi à cinq ans<sup>2</sup>.

Pour les besoins de l'ELNEJ, on a utilisé le test EVIP-R comme mesure de la maturité scolaire. On a administré le test à l'enfant à la maison. L'enfant regardait des images posées sur un chevalet et désignait l'image qui correspondait au mot lu par l'intervieweur. On a établi un score brut en calculant le nombre de bonnes réponses de chaque enfant ayant subi le test. On a

---

<sup>1</sup> Zukewich Ghalam (1997), p. 16

<sup>2</sup> Par la suite, j'emploie simplement l'acronyme EVIP.

également attribué à chaque enfant un score uniformisé en vue de comparer les scores d'un groupe d'âge à l'autre. On a attribué aux enfants compris dans l'échantillon de référence des scores uniformisés de sorte que la moyenne des scores standard soit de 100 et que l'écart-type soit de 15 pour tous les groupes d'âge. On a procédé à cette uniformisation pour chaque groupe d'âge, de deux mois en deux mois<sup>3</sup>.

L'une des difficultés que soulève l'estimation de la relation entre l'emploi, le revenu, le recours à des services de garde et les résultats de l'enfant tient au fait que les variables « emploi », « revenu » et « recours à des services de garde » peuvent être corrélées à des caractéristiques non observées des enfants, des familles ou du voisinage qui influent également sur les résultats de l'enfant. Les parents qui restent à la maison avec leurs enfants peuvent être mieux qualifiés pour la garde d'enfants, ou ceux qui ont un travail rémunéré peuvent posséder des compétences que les parents sans travail ne possèdent pas et qui ne seraient pas entièrement saisies par les variables liées au niveau de scolarité des parents. Pour compenser cet inconvénient, on utilise un ensemble complet de variables explicatives, dont la santé des enfants et les compétences parentales. Toutefois, le niveau de scolarité et les compétences parentales risquent de ne pas donner une approximation juste des capacités cognitives des parents. Pour tenir compte des caractéristiques non observées liées aux capacités parentales et au voisinage, j'utilise des données sur les frères et sœurs afin d'estimer des modèles familiaux à effets fixes<sup>4</sup>.

L'endogénéité peut également constituer un problème si le travail des parents (de la mère) est influencé par les résultats de l'enfant. Par exemple, une mère peut décider de ne pas travailler parce que son enfant obtient des résultats médiocres. Pour tester l'endogénéité, j'utilise un estimateur à variables instrumentales.

Pour les besoins de la présente analyse, je regroupe les données des premier, deuxième et troisième cycles de l'ELNEJ afin de construire un vaste échantillon transversal. Pour faire en sorte que le travail des parents ait des effets différentiels selon le niveau de compétences parentales, les variables

---

<sup>3</sup> <http://www.ucalgary.ca/~landru/adc/kids/k96-9b.htm#9.21>, 17 juin 2002.

<sup>4</sup> Il est raisonnable de supposer que le recours à des services de garde dépend des caractéristiques de la famille et du quartier : les parents choisissent un service de garde parmi ceux qui répondent à leurs besoins près de chez eux. Bien que le recours à des services de garde dépende vraisemblablement de l'âge de l'enfant, cette variable est observée.

« niveau de scolarité » et « compétences parentales » sont mises en interaction avec des mesures du travail des parents.

## **2. Survol des travaux antérieurs**

S'il existe une documentation abondante sur les effets de l'emploi maternel ou du recours à des services de garde sur les résultats des enfants d'après des données américaines, les constatations sont cependant variables. La documentation canadienne à cet égard commence à peine à paraître, à mesure que les données de l'ELNEJ deviennent disponibles. À ma connaissance, notre étude est la seule étude canadienne qui utilise les trois cycles de l'ELNEJ pour examiner l'incidence du travail des parents ou du recours à des services de garde sur les résultats des enfants d'âge préscolaire ou qui effectue un test d'endogénéité du travail de la mère à l'extérieur.

Hanushek (1992) utilise les données d'une étude de quatre ans (1971-1975) sur les Noirs à faible revenu (*Gary Income Maintenance Experiment*) pour estimer des modèles de croissance du rendement des enfants d'âge scolaire et d'âge préscolaire. Les variables liées au rendement sont les résultats des tests de compréhension de lecture et de vocabulaire de l'Iowa. Hanushek étudie le rendement scolaire en fonction du nombre d'enfants et constate que le fait d'être parmi les aînés constitue un avantage, sans doute parce que l'enfant passe plus de temps au sein d'une petite famille. Il n'observe aucune incidence apparente du travail actif de la mère sur les scores des enfants d'âge scolaire ou d'âge préscolaire.

Blau et Grossberg (1992) utilisent un échantillon d'enfants de trois et quatre ans visés par l'ELNEJ de 1986 pour étudier l'incidence de l'emploi maternel sur les scores EVIP des enfants. Les variables indépendantes comprennent une mesure des aptitudes verbales de la mère en 1979 ainsi que le niveau de scolarité des parents au moment de la naissance de l'enfant. Après avoir mené un test de Hausman pour déterminer l'hétérogénéité des mères qui travaillent et des mères sans travail, les auteurs n'observent aucune hétérogénéité<sup>5</sup>. Selon leurs principales constatations, l'emploi maternel a une incidence négative sur les scores lorsque la mère travaille durant la première année de vie de

---

<sup>5</sup> Dans l'équation IV, l'estimation des coefficients liés au travail de la mère est très imprécise.



l'enfant, mais pourrait avoir un effet positif compensatoire lorsqu'elle travaille durant la deuxième année et les années suivantes.

O'Brien Caughy, DiPietro et Strobino (1994) utilisent un échantillon d'enfants de cinq et six ans visés par l'ELNEJ de 1986 pour examiner l'incidence de la fréquentation d'une garderie au cours des trois premières années de vie sur le fonctionnement cognitif des enfants d'âge scolaire. En comparant les variables « fréquentation d'une garderie » aux variables « revenu familial », elles constatent que la fréquentation d'une garderie avant le premier anniversaire de naissance est liée à des scores supérieurs en apprentissage de la lecture chez les enfants issus d'un milieu familial pauvre et à des scores inférieurs chez les enfants issus d'un milieu aisé.

Ruhm (2000) utilise un échantillon d'enfants de trois à six ans visés par l'ELNEJ sur plusieurs années pour étudier l'incidence de l'emploi parental sur les scores EVIP des enfants de trois et quatre ans et sur le rendement en lecture et en mathématiques des enfants de cinq et six ans. Pour neutraliser la possibilité d'une hétérogénéité non observée entre les mères qui travaillent et les mères sans travail, Rhum utilise l'emploi maternel avant et après la naissance de l'enfant, ainsi que diverses caractéristiques familiales observées, dont le recours à des services de garde. Il estime également des modèles à effets fixes des frères et sœurs. D'après ses constatations, l'emploi maternel et paternel au cours des trois premières années de vie semble avoir un léger effet négatif sur les aptitudes verbales des enfants de trois et quatre ans et un effet négatif important sur le rendement en lecture et en mathématiques des enfants plus âgés.

Greenstein (1993) examine l'incidence de l'emploi maternel sur les scores EVIP des enfants de mères ayant participé à l'ELNEJ de 1979 et qui avaient entre 14 et 21 ans au moment de l'enquête. Les enfants avaient entre 48 et 83 mois au moment de l'interview de l'ELNEJ menée en 1986, 1988 ou 1990. Greenstein s'emploie surtout à déterminer s'il existe des effets différentiels de l'emploi maternel sur les résultats cognitifs de l'enfant en fonction des ressources familiales. Il teste l'hypothèse à l'aide des variables d'interaction « revenu familial » et « travail de la mère » dans des modèles de régression par les MCO. Il estime des régressions distinctes pour les Hispaniques, les Noirs et les autres groupes, et n'observe aucun effet différentiel.

Hill et O'Neill (1994) utilisent les données de l'ELNEJ de 1986 et de 1988 pour examiner l'incidence de la richesse familiale sur les scores EVIP des enfants. Elles constatent que le travail de

la mère et le recours à l'aide sociale ont des effets négatifs importants sur les scores. Elles utilisent des modèles de sélection pour tenir compte de la possibilité d'une hétérogénéité non observée à l'égard de la fécondité<sup>6</sup>, du travail à l'extérieur et du recours à l'aide sociale.

Baydar et Brooks-Gunn (1991) utilisent les données de l'ELNEJ de 1986 pour examiner l'incidence de l'emploi maternel et du recours à des services de garde sur les résultats cognitifs des enfants d'âge préscolaire. Les auteurs constatent que l'emploi maternel au cours de la première année a des effets nuisibles sur les résultats cognitifs et que la garde assurée par la grand-mère s'avère la plus avantageuse pour le développement cognitif des enfants qui vivent dans la pauvreté.

Lefebvre et Merrigan (1998) utilisent les données sur les enfants de quatre à onze ans visés par le premier cycle de l'ELNEJ dans diverses spécifications MCO pour examiner l'incidence du revenu, de l'emploi maternel et des antécédents familiaux sur les résultats développementaux de l'enfant. Les variables dépendantes comprennent les scores EVIP des enfants de quatre et cinq ans. Les auteurs constatent qu'avec une spécification globale, l'emploi maternel au cours de l'année précédente a une faible incidence négative sur les scores EVIP.

Lefebvre et Merrigan (2000) utilisent le premier cycle de l'ELNEJ pour examiner l'incidence du recours à des services de garde sur les résultats développementaux des enfants. Les variables dépendantes sont les scores EVIP des enfants de quatre et cinq ans et les scores liés au développement moteur et social des enfants de 0 à 47 mois. Ils estiment un modèle maternel à effets fixes pour neutraliser les caractéristiques familiales non observées, ainsi que diverses spécifications MCO. Ils constatent que lorsqu'on neutralise les caractéristiques des familles et des enfants, la fréquentation de services de garde durant la petite enfance a une incidence non significative sur les scores EVIP et ceux liés au développement moteur et social.

Lipps et Yiptong-Avila (1999) utilisent les premier et deuxième cycles de l'ELNEJ pour examiner l'incidence de la garde hors du milieu familial sur le rendement scolaire subséquent des enfants de quatre et cinq ans. Ils constatent que les enfants qui fréquentaient des services de garde hors du

---

<sup>6</sup> Dans l'ELNEJ, l'unité de base de l'analyse est la mère; les mères ayant obtenu des scores supérieurs au test AFQT sont proportionnellement moins nombreuses à avoir des enfants à un jeune âge, de sorte que les enfants compris dans l'échantillon sont proportionnellement plus nombreux à être nés de mères ayant obtenu des scores inférieurs au test AFQT.

milieu familial deux ans auparavant sont proportionnellement plus nombreux à obtenir des résultats supérieurs en mathématiques que les enfants gardés à la maison<sup>7</sup>.

Après avoir passé en revue la documentation traitant de l'incidence des services de garde sur les résultats des enfants, Burchinal (1999) en arrive à la conclusion suivante, plus ou moins convaincante : « Après 30 ans de recherche sur la relation entre la fréquentation des services de garde et le développement de l'enfant, il semble que certains aspects de la fréquentation des services de garde soient liés à certains résultats développementaux, du moins chez certains enfants. » Burchinal ajoute que « selon des études sur l'intervention précoce auprès d'enfants de familles vivant dans la pauvreté, des services de garde de haute qualité, auxquels on a recours dès la petite enfance, peuvent avoir d'importants effets à long terme sur le développement cognitif ». Enfin, Burchinal constate également que « le recours intensif à des services de garde semble avoir une légère incidence négative sur les résultats sociaux, et la fréquentation d'une garderie semble avoir une légère incidence positive sur les résultats cognitifs »<sup>8</sup>.

### **3. Aspects liés aux modèles et aux estimations**

Notre analyse a été menée dans le contexte du modèle de maximisation de l'utilité des ménages proposé par Becker, qui consiste à calculer l'utilité d'après la consommation d'activités qui exigent l'achat de biens et l'investissement de temps. L'une de ces activités consiste à élever les enfants. L'utilité consiste alors à accroître la quantité et la qualité des facteurs liés à l'enfant, la qualité étant évaluée en fonction de divers résultats de l'enfant, dont les aptitudes verbales et mathématiques ainsi que le comportement. Les parents choisissent de travailler à l'extérieur et de consommer des biens et services, dont la quantité et la qualité des facteurs liés à l'enfant, en tenant compte des fonctions de production des résultats de l'enfant et d'une contrainte de temps. Les résultats des tests cognitifs des enfants représentent un aspect de la qualité des facteurs qui leur sont liés et dépendent de diverses interventions parentales et d'autres facteurs ayant une incidence sur les interventions parentales.

---

<sup>7</sup> Le rapport ne précise pas si la méthode d'estimation utilisait des variables de contrôle adéquates. Comme le recours à des services de garde est fortement corrélé au revenu, au travail à l'extérieur et au niveau de scolarité, l'absence de variables de contrôle peut se traduire par une surestimation des avantages de la garde hors du milieu familial.

Les parents peuvent influencer sur la qualité de vie des enfants en consacrant du temps et des biens à leurs enfants. Un parent qui reste à la maison investit de son temps pour inculquer diverses compétences à ses enfants. Dans les familles où les deux parents travaillent, ces derniers peuvent décaler leurs horaires ou recourir à des services de garde. Les biens pouvant s'avérer avantageux comprennent des livres et des jouets éducatifs et, de manière générale, l'offre d'un milieu de vie sain et agréable. Comme des parents hautement qualifiés peuvent transmettre davantage de compétences et que des parents riches peuvent acheter davantage de biens, on peut s'attendre à ce que le niveau de scolarité des parents, les compétences parentales<sup>9</sup> et le revenu monétaire améliorent la qualité de vie des enfants. On s'attend aussi à ce que le niveau de scolarité des parents soit étroitement lié aux résultats cognitifs. La durée des périodes de lecture qu'un parent passe avec son enfant constitue un investissement en temps qui pourrait également avoir une incidence importante sur les résultats cognitifs.

Dans les familles nombreuses, comme il y a plus d'enfants à se partager les ressources familiales, on s'attendrait à ce que le nombre d'enfants ait une incidence négative sur les résultats cognitifs. De même, les aînés ayant tendance à avoir vécu plus longtemps que leurs cadets au sein d'une petite famille, le fait d'être parmi les aînés devrait se traduire par de piètres résultats cognitifs.

Les familles d'aujourd'hui sont relativement petites. Un enfant d'âge préscolaire qui reste à la maison avec un parent a donc tendance à recevoir plus d'attention individualisée de la part du parent que s'il fréquentait un service de garde : dans les centres de jour canadiens à plein temps destinés aux enfants de deux à six ans, les ratios enfants-personnel vont de 4 à 1 pour les enfants de deux ans à 15 à 1 pour les enfants de six ans<sup>10</sup>. Ainsi, du simple point de vue du ratio adulte-enfant, et en supposant que les parents enseignent aussi bien que les fournisseurs de services de garde, les enfants dont la garde est assurée par les parents devraient obtenir de meilleurs résultats cognitifs que ceux

---

<sup>8</sup> Page 89.

<sup>9</sup> Bien qu'on ait soutenu ailleurs que le comportement des parents est une variable endogène dans l'équation du comportement des enfants (le comportement des enfants influe sur celui des parents), nous n'avons pas retenu ce principe, et ce, pour deux raisons. Premièrement, la corrélation entre les capacités cognitives des enfants et le comportement des parents est beaucoup plus faible qu'entre le comportement des enfants et celui des parents. Deuxièmement, nous supposons que les parents sont responsables du comportement de leurs enfants et que les enfants ne sont pas responsables de celui de leurs parents. Les parents ont accès à des ouvrages et à des cours sur le rôle de parent, ce qui n'est pas le cas des enfants. Les parents sont en mesure de discipliner leurs enfants et de maintenir l'ordre dans le ménage, et ceux qui possèdent de bonnes compétences parentales savent régler divers problèmes de comportement des enfants. Enfin, si la génétique constitue également un facteur, elle est transmise des parents aux enfants.

<sup>10</sup> Childcare Resource and Research Unit (2000).

qui fréquentent des services de garde, toutes choses étant égales par ailleurs<sup>11</sup>. Par contre, les parents qui travaillent gagnent un revenu supplémentaire, ce qui peut compenser la perte du temps consacré aux enfants.

Certains parents qui travaillent décalent leurs horaires de travail pour éviter d'avoir recours à des services de garde. Cette mesure peut s'avérer avantageuse pour l'enfant si les parents peuvent lui consacrer plus d'attention positive qu'il n'en recevrait dans le cadre d'un service de garde. Toutefois, elle peut s'avérer nuisible à l'enfant si les parents sont surmenés et qu'il leur reste peu de temps de qualité à lui consacrer. La situation des enfants dont les parents travaillent est-elle meilleure ou pire si les parents ont recours à des services de garde? Il s'agit là d'une question empirique.

Si le recours à des services de garde a une incidence négative sur les résultats, l'omission de variables liées aux services de garde peut entraîner des estimations encore plus négatives des coefficients du travail à l'extérieur, car la plupart des parents d'enfants d'âge préscolaire qui travaillent ont recours à des services de garde<sup>12</sup>. Lorsqu'on inclut des mesures du travail à l'extérieur, du nombre d'heures passées dans des services de garde et du revenu du ménage, les variables « travail à l'extérieur » et « nombre d'heures passées dans des services de garde », ainsi l'incidence du revenu du ménage, devraient prendre respectivement en compte l'incidence du temps consacré aux enfants, l'incidence des services de garde sans égard au gain de temps consacré aux enfants ni aux coûts monétaires, et l'incidence du revenu avant les coûts des services de garde et les impôts.

Si les enfants bénéficient de la garde assurée par leurs parents parce qu'ils passent plus de temps avec des adultes, l'importance de cet avantage dépend peut-être du niveau de scolarité des parents et de leurs compétences parentales. Pour étudier cette possibilité, nous testons les interactions entre le temps consacré aux enfants, d'une part, et le niveau de scolarité et les compétences parentales, d'autre part.

---

<sup>11</sup> Les enfants qui fréquentent des services de garde pourraient toutefois bénéficier de retombées compensatoires.

<sup>12</sup> Les calculs relatifs à l'échantillon de l'EVIP montrent que 73 % des enfants de familles où les parents travaillent à temps plein fréquentent des services de garde et que 45 % des enfants de familles biparentales où la mère travaille à temps partiel à l'extérieur du foyer fréquentent des services de garde; chez les enfants de familles monoparentales, le pourcentage correspondant est de 53 %.

Une autre question qui nous intéresse est l'existence et l'étendue de la variabilité de la qualité des services de garde. Si les données fournissent le nombre d'heures passées dans des services de garde (quantité), on ne dispose toutefois pas de mesures de la qualité de ces services. Pour étudier cette question, nous testons les interactions entre le revenu du ménage et le nombre d'heures passées dans des services de garde.

Pour illustrer le modèle, prenons la fonction linéaire suivante des résultats :

$$(1) \quad C_{ikt} = \alpha_0 + \alpha_1 C_{ikt-1} + \alpha_2 X_k + \alpha_3 K_{ik} + \alpha_4 W_{ikt}$$

où :

$C_{ikt}$  = score de l'enfant i dans la famille k au moment t,

$X_k$  = vecteur des variables démographiques et de la richesse familiales (relativement) fixes, dont la région, le niveau de scolarité des parents et les compétences parentales,

$K_{ik}$  = vecteur des variables démographiques fixes liées aux enfants, dont le sexe et l'âge des parents à la naissance, et

$W_{ikt}$  = vecteur des investissements de la famille k pour l'enfant i (variables de flux), dont le temps consacré aux enfants et le revenu, et d'autres variables propres à la période au moment t<sup>13</sup>.

Dans l'équation (1), le résultat de l'enfant durant la période t est fonction du résultat de l'enfant durant la période antérieure, des investissements courants des parents et d'autres variables propres à la période, ainsi que des variables démographiques et de la richesse fixes. Le coefficient appliqué à la variable décalée « qualité de vie de l'enfant » ( $\alpha_1$ ) saisit l'incidence des investissements antérieurs en temps consacré aux enfants et d'autres variables propres à la période; les coefficients appliqués aux variables fixes telles que le niveau de scolarité et les compétences parentales et le sexe de l'enfant ( $\alpha_2$  et  $\alpha_3$ ) saisissent l'incidence courante ou à court terme de ces variables; enfin, les coefficients appliqués aux variables de flux courantes telles que le temps consacré aux enfants et le revenu ( $\alpha_4$ ) saisissent l'incidence des investissements courants<sup>14</sup>. En l'absence de renseignements antérieurs sur les scores, on peut résoudre l'équation (1) de manière récursive, ce qui donne la

<sup>13</sup> Il est à noter que si certains de ces investissements peuvent être propres à l'enfant (temps de lecture), d'autres, dont le revenu et le temps (travail à l'extérieur), sont propres à la famille.

<sup>14</sup> Hanushek (1992) utilise ce cadre de travail.

fonction suivante de variables explicatives courantes et décalées propres à la période et de variables démographiques fixes dans un modèle à trois périodes<sup>15</sup> :

$$(2) \quad C_{ikt} = (\alpha_0 + \alpha_0\alpha_1 + \alpha_0\alpha_1^2) + (\alpha_2 + \alpha_2\alpha_1 + \alpha_2\alpha_1^2)X_k + (\alpha_3 + \alpha_3\alpha_1 + \alpha_3\alpha_1^2)K_{ik} + \alpha_4\alpha_1^2W_{ikt-2} + \alpha_4\alpha_1W_{ikt-1} + \alpha_4W_{ikt}$$

Une spécification économétrique pour l'équation (2) dans le contexte du modèle de régression linéaire classique se présenterait comme suit :

$$(2)' \quad C_{ikt} = (\alpha_0 + \alpha_0\alpha_1 + \alpha_0\alpha_1^2) + (\alpha_2 + \alpha_2\alpha_1 + \alpha_2\alpha_1^2)X_k + (\alpha_3 + \alpha_3\alpha_1 + \alpha_3\alpha_1^2)K_{ik} + \alpha_4\alpha_1^2W_{ikt-2} + \alpha_4\alpha_1W_{ikt-1} + \alpha_4W_{ikt} + \varepsilon_{ikt}$$

En supposant que le terme d'erreur  $\varepsilon_{ikt} \sim N(0, \sigma^2)$  et que  $\varepsilon_{ikt}$  soit homoscédastique et sans corrélation avec aucune des variables explicatives, et qu'à l'exception des corrélations possibles entre les termes d'erreur provenant de la même famille, les termes d'erreur ne soient pas corrélés entre eux, la méthode des MCO avec une estimation robuste de la variance dans l'équation (2) donne des estimations non biaisées et efficaces<sup>16</sup>.

Dans l'équation (2), les coefficients appliqués aux variables propres à la période saisissent les effets des investissements courants et antérieurs sur les résultats courants, alors que les coefficients appliqués aux variables fixes saisissent l'effet à long terme de ces variables. La coordonnée à l'origine est également plus grande en l'absence d'un résultat décalé.

Lorsqu'on travaille avec des données purement transversales, on ne dispose pas de renseignements sur la qualité de vie des enfants ni sur les variables décalées propres à la période. Les coefficients appliqués aux variables fixes saisissent les effets à long terme des variables fixes si ces dernières ne sont pas corrélées aux variables décalées propres à la période, et des effets supplémentaires si les variables fixes sont corrélées à des valeurs antérieures de variables propres à la période. Les

<sup>15</sup> Ruhm (2000) et Blau et Grossberg (1992) utilisent ce cadre de travail.

<sup>16</sup> Dans les estimations par les MCO, on utilise une estimation robuste de la variance. L'utilisation de cette méthode fait en sorte que les termes d'erreur liés aux observations provenant de la même famille sont corrélés, alors que les termes d'erreur liés aux observations provenant de différentes familles ne le sont pas. Cette méthode n'a pas d'incidence sur les estimations de coefficients. Pour en savoir plus sur l'estimateur robuste de la variance de Huber-

coefficients appliqués aux variables courantes propres à la période saisissent uniquement les effets courants si les variables courantes propres à la période ne sont pas corrélées à leurs valeurs antérieures, mais saisissent également les effets antérieurs si les valeurs courantes et antérieures sont corrélées. En particulier, si le travail courant et le travail antérieur sont positivement corrélés, le coefficient appliqué au travail courant est plus élevé (en termes absolus) qu'il ne l'aurait été en présence du travail antérieur<sup>17</sup>.

Il faut ici tenir compte de la possibilité d'une hétérogénéité non observée entre les parents qui travaillent et ceux qui ne travaillent pas. Par exemple, les parents sans travail peuvent être relativement plus qualifiés pour la garde d'enfants que pour le travail actif, ou encore, ils peuvent rester à la maison à cause de leur mauvaise santé ou de celle d'un enfant<sup>18</sup>. Avec une simple régression des MCO, les différences non observées entre les compétences des parents qui travaillent et celles des parents sans travail donnent lieu à un biais dû aux variables omises.

Il faut aussi tenir compte du fait que le travail de la mère à l'extérieur peut être endogène. Par exemple, la mère d'un enfant dont les résultats cognitifs sont médiocres peut décider de quitter son travail pour passer plus de temps avec son enfant.

Pour tenir compte du risque de biais dû aux variables omises et de l'endogénéité, j'emprunte une démarche en trois étapes. La première consiste à inclure un ensemble complet de variables explicatives telles que la santé de l'enfant, diverses mesures des investissements parentaux tels que le temps de lecture, les compétences parentales et le fonctionnement familial, qui constituent vraisemblablement d'excellentes approximations d'aptitudes sociales plus générales, ce qui devrait permettre de saisir une part importante de l'hétérogénéité.

Pour tenir compte de la possibilité que l'ensemble complet de variables explicatives ne saisisse pas entièrement l'hétérogénéité, mais que celle-ci soit propre aux parents plutôt qu'aux enfants et que

---

White et sur la relaxation de l'interdépendance des termes d'erreur pour certains groupes d'observations, voir *Stata User's Guide Release 7*, p. 254 à 258. Toutes les estimations sont pondérées à l'aide de poids transversaux.

<sup>17</sup> Si l'utilisation d'un ensemble longitudinal complet de variables semble justifiée, la taille de l'échantillon longitudinal est petite et le nombre de variables explicatives supplémentaires potentielles est élevé. En outre, l'enquête est menée tous les deux ans, de sorte que même avec des données longitudinales, la moitié des variables décalées ne sont pas disponibles. À l'instar des résultats MCO qui utilisent les données transversales et qui sont présentés dans la prochaine section, les estimations obtenues par la méthode des MCO et le petit échantillon longitudinal n'ont pas donné d'effets significatifs du travail à l'extérieur ni des services de garde.

<sup>18</sup> L'analyse comporte une variable liée à la mauvaise santé de l'enfant.



les résultats de l'enfant n'aient pas d'incidence directe sur le travail des parents à l'extérieur, j'estime un estimateur familial à effets fixes. En reformulant l'équation (2) en fonction des frères et sœurs  $i$  et  $j$  et en soustrayant l'équation des  $j$  de l'équation des  $i$ , on obtient :

$$(3) C_{ikt} - C_{jkt} = (\alpha_3 + \alpha_3\alpha_1 + \alpha_3\alpha_1^2)(K_{ik} - K_{jk}) + \alpha_4\alpha_1^2(W_{ikt-2} - W_{jkt-2}) + \alpha_4\alpha_1(W_{ikt-1} - W_{jkt-1}) + \alpha_4(W_{ikt} - W_{jkt}) + (\varepsilon_{ikt} - \varepsilon_{jkt})$$

En supposant que le terme d'erreur  $(\varepsilon_{ikt} - \varepsilon_{jkt}) \sim N(0, 2(\sigma^2 - C(\varepsilon_{ikt}, \varepsilon_{jkt})))$  est homoscedastique et sans corrélation avec lui-même ni avec aucune des variables explicatives, la méthode des MCO appliquée à l'équation (3) donne des estimations non biaisées et efficaces. La variance de l'erreur découle des hypothèses de la corrélation du terme d'erreur formulées dans l'équation (2) à l'égard des observations provenant de la même famille.

Dans l'équation (3), tous les éléments fixes familiaux disparaissent, ce qui laisse uniquement les différences propres à la période et les différences liées aux enfants<sup>19</sup>. Du moment que l'hétérogénéité non observée est un effet fixe familial et que les résultats de l'enfant n'ont pas d'incidence directe sur le travail des parents (de la mère), l'estimation de l'équation (3) par la méthode des MCO donne des estimations non biaisées des coefficients. Si l'hétérogénéité non observée est liée à l'enfant, c'est-à-dire si les variables manquantes font partie du vecteur  $\mathbf{K}$  de variables plutôt que du vecteur  $\mathbf{X}$  de variables, leur incidence est comprise dans  $(\varepsilon_{ikt} - \varepsilon_{jkt})$  et l'estimateur à effets fixes souffre également d'un biais dû aux variables omises, tant que les variables manquantes sont corrélées à d'autres variables explicatives<sup>20</sup>. Si le travail des parents (de la mère) est partiellement et directement déterminé par les résultats de l'enfant, la simultanéité n'est pas résolue dans l'équation (3) et le travail endogène est en corrélation simultanée avec le terme d'erreur. Dans une estimation purement transversale, les effets du travail à l'extérieur devraient saisir les effets du travail antérieur, car le travail courant et le travail antérieur sont probablement corrélés.

<sup>19</sup> Bien que, dans l'équation (3), les variables fictives explicatives puissent prendre trois valeurs (1, 0, -1), les coefficients conservent la même interprétation dans l'équation (3) que dans l'équation (2) : on peut utiliser les estimations de coefficient avec le vecteur de variables explicatives de l'équation (2) pour prévoir la variable dépendante.

<sup>20</sup> Si les variables manquantes sont orthogonales par rapport aux variables explicatives, les estimations de coefficient ne sont pas biaisées, mais celles de la variance le sont quand même. Pour en savoir plus sur le biais dû aux variables omises, voir Greene (1993), p. 246 et 247.

Supposons maintenant que le résultat d'un enfant influe directement sur le travail de la mère à l'extérieur<sup>21</sup>. Comme nous l'avons mentionné plus haut, la mère d'un enfant dont les résultats sont médiocres peut choisir de travailler moins. Si tel est le cas, les effets négatifs du travail de la mère sont sous-estimés, ou encore, ses effets positifs sont surestimés. À titre d'illustration, reprenons l'équation (2)' en la remplaçant par le modèle suivant d'équations simultanées :

$$(4) \quad C_{ikt}^q = \beta_0 + \beta_1 C_{ikt-1}^q + \beta_2 X_k + \beta_3 K_{ik} + \beta_4 Z_{ikt} + \beta_5 H_{kt} + \varepsilon_{ikt}$$

$$(5) \quad H_{kt} = \varphi_0 + \varphi_1 R_k + \varphi_2 S_{ik} + \varphi_3 C_{ikt}^q + \mu_{kt}^{22}$$

où :

$Z_{ikt}$  = vecteur des investissements de la famille k pour l'enfant i (variables de flux), dont le revenu, et d'autres variables propres à la période au moment t,

$H_{kt}$  = nombre d'heures de travail de la mère dans la famille k au moment t,

$R_k$  = vecteur des variables démographiques et de la richesse familiales (relativement) fixes, dont la région, le niveau de scolarité des parents et les compétences parentales, et

$S_{ik}$  = vecteur des variables démographiques fixes liées aux enfants, dont le sexe.

Supposons que le terme d'erreur  $\varepsilon_{ikt} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  et  $\varepsilon_{ikt}$  est homoscedastique et sans corrélation avec aucune des variables explicatives et qu'à l'exception des corrélations possibles entre les termes d'erreur provenant de la même famille, les termes d'erreur ne sont pas corrélés. Supposons également que le terme d'erreur  $\mu_{kt} \sim N(0, \sigma_\mu^2)$  et  $\mu_{kt}$  est homoscedastique et sans corrélation avec aucune des variables explicatives et qu'à l'exception des corrélations possibles entre les termes d'erreur provenant de la même famille, les termes d'erreur ne sont pas corrélés. Ainsi, le travail des parents au moment t est corrélé au travail des parents à d'autres moments<sup>23</sup>. En outre, supposons également que  $E(\varepsilon_{ikt}\mu_{kt}) = E(\varepsilon_{ikt}\mu_{kt}) = \rho$ . Enfin, supposons que  $H_{kt}$  est censuré, c'est-à-dire que  $H_{kt} = \max(0, H_{kt}^*)$ . Ici,  $H_{kt}$  est une variable explicative endogène censurée. La variable  $H_{kt}$  est en corrélation simultanée avec le terme d'erreur  $\varepsilon_{ikt}$  et la méthode des MCO appliquée à l'équation (4)

<sup>21</sup> Ou encore, il peut y avoir au niveau de l'enfant une hétérogénéité non observée qui influe sur les résultats de l'enfant et qui est corrélée au travail de la mère.

<sup>22</sup> Il est à noter que l'investissement direct en temps consacré aux enfants n'est pas observé. Le nombre d'heures de travail des parents est observé et est nécessairement le même pour chaque enfant de la famille.

<sup>23</sup> L'estimateur IV des scores EVIP utilise les données transversales. Le nombre d'heures de travail des parents correspond donc à une seule période.

donne des estimations biaisées. Il s'agit d'une variante du modèle proposé par Nelson et Olsen (1978), qui est décrit dans Maddala (1983), chapitre 8.8 et dans Greene (1993), section 28.4<sup>24,25</sup>. Si l'on peut trouver un instrument convenable pour  $H_{kt}$ , on peut utiliser un estimateur à variables instrumentales pour estimer l'équation (4). Un instrument convenable n'est pas en corrélation simultanée avec  $\varepsilon_{ikt}$  et devrait être en corrélation étroite avec le travail de la mère. Autrement dit, un bon instrument expliquerait le travail à l'extérieur, mais pas les résultats de l'enfant.

L'équation de base à estimer est la suivante :

$$(6) \quad C_t^q = \alpha + \varphi C_{t-1}^q + \beta_1 LFP_m + \beta_2 LFP_f + \beta_3 ED_m + \beta_4 ED_f + \beta_5 PS + \beta_6 ED_m * LFP_m + \beta_7 ED_f * LFP_f + \beta_8 PS * LFP_{PMK} + \beta_9 Y + \beta_{10} Y * THCC + \beta_{11} THCC + \delta X + \varepsilon,$$

où :

$C_t^q$  = résultat q de l'enfant au moment t,

$LFP_m$  = travail de la mère, représenté par des variables fictives ou par le nombre d'heures de travail<sup>26</sup>

$LFP_f$  = travail du père, représenté par des variables fictives ou par le nombre d'heures de travail

$LFP_{pmk}$  = travail de la personne la mieux renseignée<sup>27</sup>

$ED_m$  = scolarité de la mère,

$ED_f$  = scolarité du père,

$PS$  = compétences parentales,

$Y$  = revenu familial,

$X$  = vecteur des caractéristiques des enfants et des familles

$THCC$  = nombre total d'heures passées dans des services de garde, et

$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$  et  $\varepsilon$  est homoscédastique et sans corrélation avec aucune des variables explicatives et, à l'exception des corrélations possibles entre les termes d'erreur provenant de la même famille, les termes d'erreur ne sont pas corrélés.

<sup>24</sup> À l'exception de la corrélation possible entre les termes d'erreur provenant de la même famille, le modèle est identique à celui de Nelson et Olsen.

<sup>25</sup> La méthode de calcul de l'estimateur Nelson-Olsen est décrite dans la prochaine section.

<sup>26</sup> Le nombre d'heures de travail est utilisé uniquement dans les équations visant à déterminer si le travail à l'extérieur est endogène.

<sup>27</sup> Le travail de la PMR est mis en interaction avec les compétences parentales parce qu'on connaît uniquement les compétences parentales de la PMR. Dans le cas de la grande majorité des enfants, la PMR est la mère.

Dans la spécification I,  $\beta_5$ ,  $\beta_6$ ,  $\beta_7$ ,  $\beta_8$  et  $\beta_{10}$  sont ramenées à zéro. Il s'agit d'une équation de base, où l'on suppose que les compétences parentales et les activités de lecture n'ont pas d'effet sur le score et où l'on exclut les interactions entre le travail des parents et le niveau de scolarité. De plus, on exclut l'interaction entre le nombre d'heures passées dans des services de garde et le revenu du ménage. Enfin,  $\varphi$  est également ramenée à zéro puisqu'on ne connaît pas les scores antérieurs.

Dans la spécification II,  $\beta_6$ ,  $\beta_7$ ,  $\beta_8$  et  $\beta_{10}$  sont ramenées à zéro. Il s'agit d'une équation de base améliorée, où l'on exclut les interactions entre le travail des parents, le niveau de scolarité et les compétences parentales. De plus, on exclut l'interaction entre le nombre d'heures passées dans des services de garde et le revenu du ménage. Enfin,  $\varphi$  est également ramenée à zéro lorsqu'on utilise des données strictement transversales. Toutefois, on prend en compte les effets des compétences parentales ainsi que l'incidence du temps de lecture avec l'enfant.

La spécification III comporte moins de restrictions. Ici, seule  $\beta_{10}$  est ramenée à zéro. On exclut donc l'interaction entre le nombre d'heures passées dans des services de garde et le revenu du ménage. La restriction des données transversales est également imposée.

La spécification IV ne comporte pas de restrictions, sauf en ce qui concerne la restriction transversale. On prend donc en compte les interactions entre le travail à l'extérieur et le niveau de scolarité et les compétences parentales, ainsi qu'entre le nombre d'heures passées dans des services de garde et le revenu du ménage.

#### **4. Données et statistiques provisoires**

Les données regroupent les observations transversales tirées des trois premiers cycles de l'ELNEJ (1994, 1996 et 1998). On utilise toutes les observations relatives à tous les enfants ayant un score EVIP qui sont âgés entre trois ans et demi et cinq ans et qui ne fréquentent pas l'école primaire<sup>28</sup>. Le score EVIP est un score uniformisé qui s'échelonne entre 40 et 160.

---

<sup>28</sup> S'il manque certaines variables explicatives pour certaines observations, on a cependant conservé les observations, mais en ajoutant des variables fictives dans les régressions pour identifier ces observations. On a spécialement créé une variable fictive pour chaque variable explicative à l'égard de laquelle il manquait des observations. La variable fictive est codée « un » si la variable explicative connexe est manquante, et « zéro » dans le cas contraire. La variable explicative connexe conserve sa valeur si la valeur est connue; elle est codée « zéro » si

Le tableau 1 montre les moyennes, les étendues et les écarts-types pondérés des scores EVIP et les variables explicatives liées aux observations<sup>29</sup>. Ces données sont réparties en deux sous-groupes : l'un pour les enfants de familles biparentales (fb), l'autre pour les enfants de familles monoparentales (fm). Bon nombre de moyennes déclarées ont trait à des variables fictives, auquel cas la colonne des étendues est laissée en blanc. Dans le cas des observations tirées des premier et deuxième cycles, le revenu du ménage est rajusté en fonction des niveaux de 1997 à l'aide de l'indice des prix à la consommation.

Les enfants de familles monoparentales obtiennent des scores EVIP inférieurs à ceux des enfants de familles biparentales (95,9 contre 99,7). Les variables fictives liées à l'emploi combinent le travail et les études. Par exemple, un étudiant à temps plein est considéré comme occupé à temps plein. Un étudiant à temps partiel qui reste à la maison est considéré comme occupé à temps partiel, et un étudiant à temps partiel qui travaille aussi à temps partiel à l'extérieur du foyer est considéré comme occupé à temps plein<sup>30</sup>. De plus, on estime qu'un travailleur à temps plein a travaillé au moins 30 heures par semaine au cours de la dernière année et qu'un travailleur à temps partiel a travaillé un certain nombre d'heures, mais en moyenne moins de 30 heures par semaine au cours de la dernière année.

La plupart des enfants vivent dans des familles où la mère ou le parent seul travaille à l'extérieur du foyer ou étudie. Toutefois, les enfants de parents seuls sont proportionnellement plus nombreux à avoir un parent qui reste à la maison (37 %) que les enfants de mères mariées (29 %) à avoir une mère qui reste à la maison. Les parents qui travaillent à l'extérieur sont plus scolarisés que ceux qui restent à la maison, et les mères mariées sont plus scolarisées que les parents seuls.

---

la valeur est manquante. Le coefficient de la variable fictive peut ainsi prendre en compte l'effet complet moyen de la variable explicative manquante pour les observations à l'égard desquelles il manque des renseignements. J'ai choisi cette méthodologie, au lieu d'éliminer les observations ou de remplacer les moyennes de variables explicatives non manquantes, parce que j'ai constaté que les mères dont on ne connaissait pas le niveau de scolarité travaillaient près de deux fois plus d'heures que les autres mères et parce que si l'on omet une catégorie de personnes non représentative (comme les mères « surmenées » trop occupées pour répondre à l'enquête, par exemple), il devient plus difficile de faire, à partir de l'échantillon, une inférence sans réserve pour la population générale. J'ai aussi constaté que le coefficient du nombre d'heures passées dans des services de garde était sensible à la suppression de ces observations. On trouvera dans Stata (commande téléchargeable `regmsng`) une solution de rechange au problème des variables manquantes, qui consiste à imputer ces dernières.

<sup>29</sup> Les moyennes et les estimations de régression sont pondérées à l'aide des poids transversaux.

<sup>30</sup> Cette variable sert à calculer la moyenne annuelle du travail à l'extérieur, mais elle le fait de manière imparfaite : on multiplie le nombre courant d'heures de travail par le nombre de semaines de travail au cours des 12 derniers mois pour obtenir un nombre moyen d'heures de travail au cours des 12 derniers mois; en outre, les variables liées à fréquentation scolaire sont également des variables courantes.

On utilise deux mesures de la qualité des relations familiales : les scores en matière de cohérence et de dysfonction familiale<sup>31</sup>. La cohérence repose essentiellement sur la discipline : le parent établit-il des limites et s'y tient-il? Quant à la dysfonction familiale, elle repose sur des questions servant à évaluer le degré de cohésion, de communication positive et de soutien au sein de la famille. Ces scores sont les résultats moyens de quatre à sept questions posées à la PMR. Les moyennes relatives à ces mesures figurent sous la rubrique « Caractéristiques des enfants et des familles » du tableau 1. Les parents seuls ont tendance à obtenir, sur les plans de la cohérence et de la dysfonction familiale, des scores légèrement inférieurs à ceux des parents en couple. Le tableau 1 montre également les moyennes de la variable « cohérence » selon le travail de la PMR. Il s'agit de la variable fictive « compétences parentales » mise en interaction dans la majorité des spécifications. On la construit en multipliant les variables fictives liées au travail de la PMR par les scores de la PMR en matière de cohérence. Les moyennes de ces variables fictives montrent que sur le plan de la cohérence parentale, les enfants de PMR qui travaillent à l'extérieur du foyer se débrouillent un peu mieux que ceux de PMR sans travail<sup>32</sup>.

Le score de la PMR en matière de dépression, qui figure également sous la rubrique « Caractéristiques des enfants et des familles » du tableau 1, sert aussi de variable explicative; il repose sur les questions posées à la PMR en ce qui concerne son appétit, son humeur, son bonheur, sa concentration, son énergie, son sommeil et la mesure dans laquelle elle se sent acceptée par son entourage.

Les autres variables qui nous intéressent sont l'âge et le sexe de l'enfant, son aptitude linguistique, le statut d'immigrant des parents, la santé de l'enfant<sup>33</sup>, la fréquentation de l'école maternelle, l'âge de la mère à la naissance, le nombre d'enfants de moins de 17 ans, le nombre d'enfants plus âgés et la fréquence des périodes de lecture.

Les enfants d'immigrants sont proportionnellement plus nombreux à être issus de familles biparentales. Les variables « statut d'immigrant » et « aptitude linguistique » sont comprises dans

---

<sup>31</sup> Les données renferment d'autres scores relatifs aux compétences parentales. Ces autres scores ont un pouvoir explicatif considérable en ce qui a trait au comportement de l'enfant, mais pas aux scores EVIP.

<sup>32</sup> Si la dysfonction familiale a été mise en interaction avec le travail à l'extérieur dans l'une des spécifications à effets fixes, le score en matière de cohérence joue ce rôle dans toutes les autres spécifications où une variable « compétences parentales » est mise en interaction.

<sup>33</sup> La variable liée à la mauvaise santé est codée « un » si la PMR a répondu « mauvaise » à la question « En général, diriez-vous que la santé de l'enfant est : 1) excellente, 2) très bonne, 3) bonne, 4) passable, 5) mauvaise ? »

les équations d'estimation, car les enfants qui présentent ces caractéristiques n'ont pas tendance à obtenir d'aussi bons résultats aux tests sur les langues officielles, mais certains immigrants peuvent venir d'autres pays anglophones ou francophones.

<b>Tableau 1</b>				
<b>Moyennes, étendues et écarts-types pondérés des variables</b>				
	<b>Bi- parentales</b>	<b>Mono- parentales</b>	<b>Étendue</b>	<b>Écart-type</b>
<i>N</i>	11,254	1,981	vide=fictive	vide=fictive
<b>Score EVIP standard</b>	99.72	95.91	40-160	15.32/14.89
<b>Emploi et scolarité</b>				
La mère/PMR n'a pas travaillé	0.29	0.37		
La mère/PMR a travaillé à temps partiel	0.32	0.23		
La mère/PMR a travaillé à plein temps	0.39	0.40		
Le père n'a pas travaillé	0.05			
Le père a travaillé à temps partiel	0.09			
Le père a travaillé à plein temps	0.86			
<b>Années de scolarité de la mère/PMR</b>				
N'a pas travaillé	12.27	11.01	0-20	2.22/2.00
A travaillé à temps partiel	13.01	12.09	0-20	2.15/2.14
A travaillé à plein temps	13.17	12.24	0-20	2.14/1.73
<b>Années de scolarité du père</b>				
N'a pas travaillé	10.92		0-20	2.63
A travaillé à temps partiel	12.03		0-20	2.56
A travaillé à plein temps	13.06		0-20	2.46
<b>Cohérence interaction/conditions</b>				
La mère/PMR n'a pas travaillé	14.60	13.58	0-20	3.34/3.84
La mère/PMR a travaillé à temps partiel	15.13	14.56	0-20	3.12/3.52
La mère/PMR a travaillé à plein temps	14.85	14.13	0-20	3.30/3.49
<b>Caractéristiques des enfants et des familles</b>				
Âge en mois/cinq/trois ans	59.75	60.01		
Garçon	0.50	0.53		
Ne parle ni français ni anglais	0.02	0.02		
Parents immigrants	0.10	0.04		
Piètre santé	0.03	0.04		
À l'école maternelle	0.62	0.60		
Âge de la mère (parent) à la naissance	29.30	26.93	1 +	5.63/5.99
Nombre d'enfants < 17 ans	2.38	1.96	1 +	0.98/1.07
Nombre d'enfants plus vieux	0.84	0.66	0 +	0.96/1.00
Lecture tous les jours	0.58	0.50		
Lecture plusieurs fois par jour	0.09	0.06		
Score de la PMR en matière de dépression	4.07	7.46	0-35	4.65/6.78
Score en matière de cohérence	14.87	14.02	0-20	3.26/3.65
Score en matière de dysfonction familiale	7.63	9.62	0-36	5.09/5.59
<b>Heures passées dans des services de garde</b>				
Heures totales	11.41	13.82	0-168	16.89/19.37
Heures moyennes pour ceux qui se font garder	25.32	31.86	0-168	16.78/17.04
<i>suite</i>				

<b>Tableau 1 (suite)</b>				
<b>Moyennes, étendues et écarts-types pondérés des variables</b>				
	<b>Bi- parentales</b>	<b>Mono- parentales</b>	<b>Étendue</b>	<b>Écart-type</b>
<b>Revenu familial</b>				
Moins de 20 000 \$	0.05	0.58		
20 000 \$ - 29 999 \$	0.09	0.19		
30 000 \$ - 39 999 \$	0.13	0.12		
40 000 \$ - 49 999 \$	0.15	0.05		
50 000 \$ - 59 999 \$	0.14	0.03		
60 000 \$ - 69 999 \$	0.11	0.01		
70 000 \$ - 79 999 \$	0.10	0.01		
80 000 \$ et plus	0.22	0.01		
<b>Emplacement</b>				
Terre-Neuve	0.02	0.02		
Île-du-Prince-Édouard	0.00	0.00		
Nouvelle-Écosse	0.03	0.04		
Nouveau-Brunswick	0.03	0.02		
Québec	0.25	0.22		
Ontario	0.39	0.38		
Manitoba	0.04	0.04		
Saskatchewan	0.04	0.03		
Alberta	0.10	0.07		
Colombie-Britannique	0.11	0.17		
Emplacement urbain - 500 000 h. et plus	0.45	0.47		
Emplacement urbain - 100 000 à 499 000 h.	0.18	0.19		
Emplacement urbain < 100 000 h.	0.21	0.24		

Le nombre d'heures passées dans des services de garde montre que les enfants de parents seuls ont tendance à passer plus d'heures dans des services de garde, même si leur mère est moins portée à travailler. Naturellement, sans conjoint pour s'occuper des enfants, les parents seuls sont proportionnellement plus nombreux à recourir à des services de garde.

Les moyennes de la variable fictive « revenu familial » montrent qu'au cours de l'année précédente, environ 58 % des enfants de parents seuls vivaient dans une famille ayant un revenu inférieur à 20 000 \$<sup>34</sup>. Inversement, 22 % des enfants de familles biparentales vivaient dans une famille ayant un revenu supérieur à 80 000 \$. J'ai mis à l'essai une spécification de revenu quadratique et les

<sup>34</sup> Le revenu familial est celui de l'année civile précédant l'enquête; il est exprimé en dollars de 1997.



catégories de revenu figurant dans le tableau 1. L'ajustement est très légèrement supérieur dans le cas des catégories de revenu et montre que la relation n'est pas tout à fait monotone.

On a inclus les variables fictives « province » et « emplacement urbain » comme variables explicatives, car les écarts régionaux peuvent contribuer aux résultats. Environ 60 % à 64 % des enfants compris dans les échantillons vivent en Ontario et au Québec, alors que de 63 % à 66 % vivent dans des villes de plus de 100 000 habitants.

## **5. Résultats des estimations et explication**

Le tableau 2 présente les spécifications I, II, III et IV pour les familles biparentales et les parents seuls. Le tableau 3 présente, pour les familles biparentales, les spécifications II et III modifiées en fonction de l'estimateur à effets fixes. Le tableau 4 présente les résultats des estimations concernant la spécification IV pour les familles biparentales. La variable dépendante a été uniformisée en fonction de son écart-type, de sorte que :

$$\text{Variable dépendante} = (\text{score EVIP standard} - 100) / 15$$

### **a.) Estimations par les MCO**

Le tableau 2 montre les estimations par les MCO pour les observations regroupées des trois premiers cycles en ce qui concerne les enfants de familles biparentales et de familles monoparentales. En général, les tests EVIP ont été administrés à des enfants de quatre et cinq ans, mais un petit nombre d'enfants ont subi le test lorsqu'ils avaient entre 42 à 47 mois lors des deuxième et troisième cycles<sup>35</sup>.

Les parents de la famille de référence travaillent à l'extérieur du foyer ou étudient à temps plein. Les résultats relatifs à la spécification I montrent que le travail des parents et le nombre d'heures passées

---

<sup>35</sup> Certains enfants pouvant être issus du même ménage, ou même avoir subi le test à trois ans puis à cinq ans, la méthode d'estimation précise que les observations sont indépendantes d'un ménage à l'autre, mais pas nécessairement au sein des ménages. La méthode influe sur les écarts-types estimatifs et sur la matrice des variances et des covariances des estimateurs, mais pas sur les coefficients estimatifs. En tout, 120 enfants ont été échantillonnés deux fois (110 issus de familles biparentales et 10 de familles monoparentales). J'ai estimé des

dans des services de garde n'ont aucune incidence sur les scores EVIP. Les variables ayant une incidence sont le niveau de scolarité des parents, le statut d'immigrant, l'aptitude linguistique, la santé de l'enfant, l'âge de la mère à la naissance, le nombre d'enfants plus âgés, le revenu familial et l'emplacement. Les répercussions observées le sont dans le sens prévu.

La spécification I exclut les interactions entre le travail à l'extérieur et le niveau de scolarité. En outre, les coefficients liés aux compétences parentales et au temps de lecture ont été ramenés à zéro. Comme ces variables sont ajoutées à la spécification II, les effets positifs du niveau de scolarité des parents et les effets négatifs du nombre d'heures passées dans des services de garde diminuent. Les variables liées au travail à l'extérieur ne sont significatives dans aucune de ces deux spécifications de base.

En présence des variables d'interaction liées au travail à l'extérieur, il est quelque peu difficile d'interpréter les résultats indiqués dans le tableau 2 pour les spécifications III et IV. Ces spécifications servent à déterminer si les effets du niveau de scolarité varient avec le travail de la mère et du père et si les effets de la cohérence varient avec le travail de la PMR. On crée une variable fictive d'interaction liée au niveau de scolarité de la mère et du père et aux compétences parentales de la PMR pour chacun des trois niveaux de travail à l'extérieur. Les coefficients appliqués au niveau de scolarité et aux compétences parentales peuvent ainsi varier pour chacun de ces niveaux. Les valeurs prédictives servant à déterminer si les coefficients du niveau de scolarité de la mère et des compétences parentales de la PMR sont égaux pour les différents niveaux de travail à l'extérieur figurent au bas de la troisième page du tableau. Ces résultats laissent supposer que si l'hypothèse de l'égalité des coefficients du niveau de scolarité de la mère pour tous les niveaux de travail à l'extérieur ne peut être rejetée, celle de l'égalité des coefficients des compétences parentales pour tous les niveaux de travail à l'extérieur, elle, est rejetée. En particulier, le coefficient des compétences parentales des PMR mariées qui restent à la maison est supérieur à celui des PMR mariées qui travaillent à temps plein à l'extérieur du foyer. Autrement dit, une « unité » de compétences parentales « vaut » davantage pour l'enfant d'une PMR qui reste à la maison que pour celui d'une PMR qui travaille à l'extérieur. Pour simplifier mon exposé, je suppose désormais que la mère est la PMR<sup>36</sup>.

---

équations MCO en excluant l'une des observations relatives à ces enfants, et les résultats étaient presque identiques à ceux qui sont présentés ici.

<sup>36</sup> Dans les familles biparentales, environ 92 % à 94 % des PMR sont des femmes.

Selon la spécification III, dans le cas des enfants de familles biparentales dont le père travaille à temps plein à l'extérieur du foyer et dont les autres caractéristiques sont identiques, la différence entre le résultat prévu pour un enfant dont la mère reste à la maison et un autre dont la mère travaille à l'extérieur et utilise 40 heures de services de garde est la suivante<sup>37</sup> :

$$\begin{aligned}
 (7) \quad & -0,412 + (0,066 - 0,052) * \text{nombre d'années de scolarité de la mère} + (0,024 - 0,005) \\
 & * \text{compétences parentales de la PMR} - 40*(-0,001) \\
 & = -0,372 + 0,014*\text{nombre d'années de scolarité de la mère} + 0,019* \text{compétences} \\
 & \text{parentales de la PMR}
 \end{aligned}$$

Étant donné des niveaux de scolarité moyens et des compétences parentales de valeur moyenne, cette différence est infime, mais elle est sensible aux compétences parentales<sup>38</sup>. On peut répéter le même exercice pour un enfant dont la mère reste à la maison et un autre dont la mère travaille à l'extérieur du foyer sans avoir recours à des services de garde. La différence est la suivante :

$$(8) -0,412 + 0,014*\text{nombre d'années de scolarité de la mère} + 0,019* \text{compétences parentales de la PMR}$$

Pour des compétences parentales et des niveaux de scolarité de valeur moyenne des mères qui travaillent, les équations (7) et (8) égalent respectivement 0,115 et 0,058, qui sont des différences plutôt négligeables<sup>39</sup>. Les enfants dont la mère est très scolarisée et très cohérente sont avantagés lorsque leur mère ne travaille pas à l'extérieur du foyer, car chaque unité de niveau de scolarité et de cohérence vaut davantage pour eux que pour les enfants dont la mère travaille à l'extérieur. De même, les enfants dont la mère est peu scolarisée et peu cohérente obtiennent des résultats légèrement supérieurs lorsque leur mère travaille. Pour un niveau de scolarité de 18 et une cohérence de 20, l'équation (7) égale 0,282; pour un niveau de scolarité de 8 et une cohérence de 9,

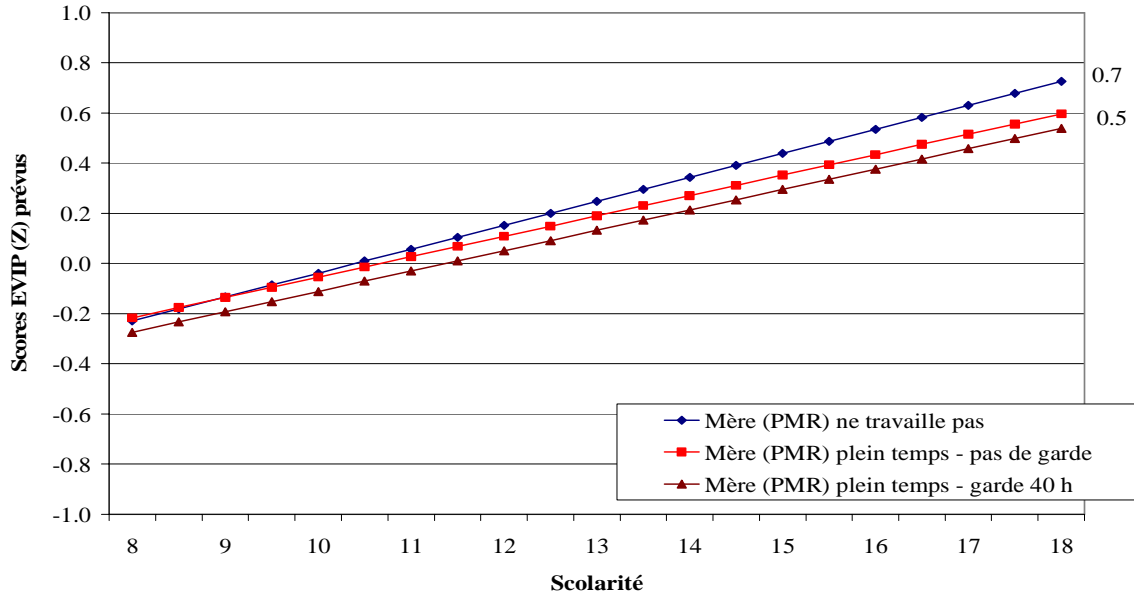
<sup>37</sup> Compte tenu des différentes modalités de travail à l'extérieur, il est possible que le revenu ait également une incidence, mais si l'on suppose des revenus supérieurs à 80 000 \$ pour les deux groupes, cette incidence devient nulle. Les enfants appartenant à ce groupe de revenu n'ont pas un rendement significativement différent de celui des enfants appartenant au groupe de revenu de 50 000 \$ à 59 999 \$.

<sup>38</sup> Elle est également sensible au niveau de scolarité, mais la valeur prédictive servant à déterminer si les deux coefficients de niveau de scolarité sont égaux est de 34,5 %.

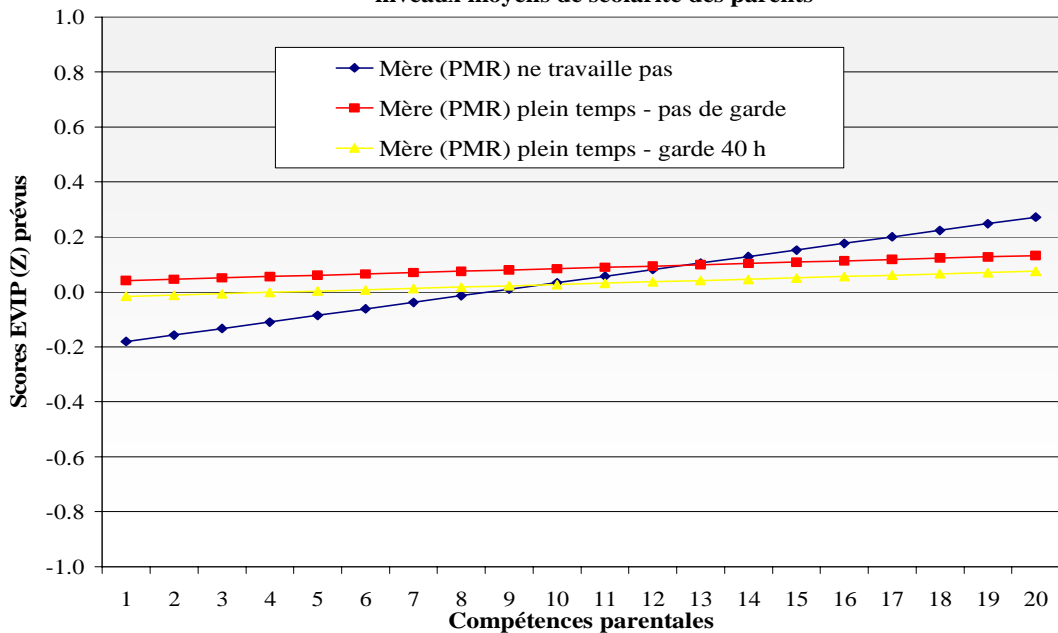
<sup>39</sup> Dans l'équation (7), une valeur de 0,115 signifie que l'enfant dont la mère restait à la maison avait un score moyen de 0,115 d'un écart-type supérieur à celui d'un enfant dont la mère travaillait à temps plein.

elle égale  $-0,069^{40}$ . Les figures 1 et 2 présentent ces différences en fonction de la spécification III et montrent que les effets différentiels sont peu importants.

**FIGURE 1**  
Scores EVIP (Z), offre de main-d'œuvre et scolarité :  
compétences parentales moyennes



**FIGURE 2**  
Scores EVIP (Z), offre de main-d'œuvre et compétences parentales :  
niveaux moyens de scolarité des parents



<sup>40</sup> Tous les calculs ont été effectués sur les coefficients non arrondis.

Selon la spécification IV, l'incidence des heures passées dans des services de garde peut varier avec le niveau de revenu familial dans le cas des enfants de familles biparentales. Les résultats donnent à entendre qu'en ce qui concerne la promotion des capacités cognitives des enfants, la qualité de la garde peut augmenter avec le revenu. Le seuil du revenu où le nombre d'heures passées dans des services de garde n'a aucune incidence se situe autour de 94 000 \$. On n'observe pas nécessairement cette incidence chez les parents seuls, car de nombreux parents seuls à faible revenu ont droit à des subventions pour services de garde qui leur permettent de recourir à des services de qualité supérieure ou qui les obligent à recourir à des services de garde accrédités.

Le tableau 2 indique également que les enfants dont la mère est plus âgée obtiennent des résultats légèrement supérieurs et que les enfants qui sont parmi les aînés ou qui sont issus d'une famille nombreuse ont tendance à obtenir des résultats inférieurs. Dans les familles monoparentales, l'incidence de la taille de la famille est très considérable, alors que le coefficient du rang de naissance n'est pas significatif; en outre, le coefficient de l'âge des parents est plus de deux fois plus élevé que dans les familles biparentales, mais cette incidence n'est importante ni dans les familles monoparentales ni dans les familles biparentales.

<b>Tableau 2</b>																
<b>Coefficients de régression par les MCO - Scores EVIP (Z) standard</b>																
<b>(t-ratios entre parenthèses)</b>																
	<b>Familles biparentales</b>								<b>Familles monoparentales</b>							
	<b>I</b>	<b>II</b>	<b>III</b>	<b>IV</b>	<b>I</b>	<b>II</b>	<b>III</b>	<b>IV</b>	<b>I</b>	<b>II</b>	<b>III</b>	<b>IV</b>	<b>I</b>	<b>II</b>		
N	11,254	11,254	11,254	11,254	1,981	1,981	1,981	1,981	1,981	1,981	1,981	1,981	1,981	1,981		
R - au carré	0.145	0.167	0.170	0.173	0.188	0.215	0.217	0.218								
<i>Moyennes</i>																
Constante	-1.004 (-3.64)	-1.080 (-3.70)	(-0.94)	-3.100 -0.8369422 (-2.68)	-1.218 (-2.22)	-1.162 (-2.03)	-1.080 (-1.61)	-1.070 (-1.59)								
<b>Emploi des parents, scolarité et compétences parentales</b>																
(Les deux parents travaillent à plein temps)																
La mère/fm n'a pas travaillé	0.027 (0.44)	0.017 (0.28)	-0.412 (-1.62)	-0.516 (-1.98)	-0.090 (-0.77)	-0.108 (-0.96)	0.056 (0.11)	0.104 (0.20)								
La mère/fm a travaillé à TP	-0.016 (-0.33)	-0.026 (-0.53)	0.065 (0.22)	-0.009 (-0.03)	0.028 (0.28)	0.010 (0.10)	-0.533 (-1.14)	-0.497 (-1.09)								
Le père n'a pas travaillé	-0.100 (-1.06)	-0.077 (-0.83)	-0.021 (-0.07)	-0.033 (-0.10)												
Le père a travaillé à temps partiel	-0.017 (-0.22)	0.009 (0.12)	-0.504 (-1.93)	-0.528 (-2.04)												
Années de scolarité de la mère/fm	0.058 (5.36)	0.050 (4.60)			0.101 (4.87)	0.091 (4.59)										
N'a pas travaillé			0.066 (4.27)	0.068 (4.36)			0.070 (2.05)	0.068 (1.98)								
A travaillé à temps partiel			0.031 (1.66)	0.032 (1.70)			0.112 (4.44)	0.110 (4.41)								
A travaillé à plein temps			0.052 (3.44)	0.046 (3.03)			0.095 (3.09)	0.097 (3.19)								
Années de scolarité du père	0.041 (4.47)	0.033 (3.69)														
N'a pas travaillé			0.023 (0.80)	0.023 (0.81)												
A travaillé à temps partiel			0.070 (3.35)	0.071 (3.45)												
A travaillé à plein temps			0.030 (3.26)	0.029 (3.18)												
Compétences parentales		0.014 (2.58)					0.001 (0.11)									
La PMR n'a pas travaillé			0.024 (3.20)	0.023 (3.18)			0.001 (0.08)	0.001 (0.11)								
La PMR a travaillé à temps partiel			0.018 (2.32)	0.017 (2.30)			0.017 (1.25)	0.017 (1.25)								
La PMR a travaillé à plein temps			0.005 (0.72)	0.004 (0.68)			-0.009 (-0.56)	-0.009 (-0.55)								
<i>suite</i>																

<b>Tableau 2 (suite)</b>																	
<b>Coefficients de régression par les MCO - Scores EVIP (Z) standard</b>																	
<b>(t-ratios entre parenthèses)</b>																	
	<b>I</b>		<b>II</b>		<b>III</b>		<b>IV</b>		<b>I</b>		<b>II</b>		<b>III</b>		<b>IV</b>		
<b>Caractéristiques des enfants et des familles</b>																	
Âge de l'enfant en mois	-0.003	(-0.85)	-0.002	(-0.66)	-0.002	(-0.66)	-0.002	(-0.67)	-0.006	(-0.92)	-0.003	(-0.54)	-0.004	(-0.58)	-0.003	(-0.56)	
Garçon	-0.056	(-1.66)	-0.041	(-1.26)	-0.044	(-1.35)	-0.044	(-1.37)	-0.042	(-0.56)	-0.058	(-0.79)	-0.052	(-0.72)	-0.051	(-0.71)	
Ne parle ni français ni anglais	-0.642	(-4.07)	-0.584	(-3.68)	-0.581	(-3.77)	-0.576	(-3.73)	-0.306	(-1.95)	-0.236	(-1.29)	-0.225	(-1.21)	-0.221	(-1.19)	
Parents immigrants	-0.576	(-7.21)	-0.551	(-6.89)	-0.548	(-6.81)	-0.542	(-6.71)	-0.880	(-4.16)	-0.863	(-4.26)	-0.849	(-4.35)	-0.845	(-4.31)	
Piètre santé	-0.436	(-3.93)	-0.449	(-4.32)	-0.446	(-4.31)	-0.454	(-4.37)	0.051	(0.19)	0.077	(0.27)	0.078	(0.28)	0.078	(0.28)	
À l'école maternelle	0.029	(0.53)	0.026	(0.49)	0.029	(0.54)	0.029	(0.56)	0.099	(1.06)	0.062	(0.68)	0.077	(0.85)	0.078	(0.86)	
Âge de la mère (parents) à la naissance	0.009	(2.47)	0.009	(2.31)	0.009	(2.37)	0.009	(2.34)	0.017	(2.47)	0.018	(2.61)	0.017	(2.47)	0.017	(2.51)	
Nombre d'enfants < 17 ans	-0.037	(-1.36)	-0.042	(-1.59)	-0.044	(-1.65)	-0.043	(-1.63)	-0.179	(-2.89)	-0.174	(-2.83)	-0.176	(-2.86)	-0.177	(-2.90)	
Nombre d'enfants plus vieux	-0.081	(-2.94)	-0.066	(-2.44)	-0.064	(-2.38)	-0.066	(-2.53)	-0.057	(-0.81)	-0.054	(-0.79)	-0.049	(-0.70)	-0.048	(-0.70)	
Lecture quotidienne			0.187	(5.10)	0.186	(5.09)	0.183	(5.05)			0.121	(1.59)	0.124	(1.62)	0.126	(1.65)	
Lecture plusieurs fois par jour			0.359	(4.87)	0.357	(4.85)	0.357	(4.83)			0.025	(0.17)	0.035	(0.24)	0.037	(0.25)	
Score de la PMR en matière de dépression			-0.004	(-0.98)	-0.004	(-1.09)	-0.004	(-1.09)			-0.011	(-1.92)	-0.011	(-2.07)	-0.011	(-2.09)	
Dysfonction familiale			-0.010	(-2.78)	-0.009	(-2.69)	-0.009	(-2.67)			-0.006	(-0.74)	-0.006	(-0.77)	-0.006	(-0.76)	
<b>Heures passées dans des services de garde</b>																	
Heures totales	-0.002	(-1.42)	-0.002	(-0.99)	-0.001	(-0.92)	-0.006	(-2.25)	0.000	(-0.07)	-0.001	(-0.26)	0.000	(-0.05)	0.002	(0.57)	
Heures*revenu familial/10 000							0.001	(1.69)								-0.001	(-0.74)
<b>Revenu familial</b>																	
Moins de 20 000 \$	-0.411	(-3.87)	-0.382	(-3.58)	-0.360	(-3.36)	-0.361	(-3.38)	-0.095	(-0.34)	-0.047	(-0.16)	-0.043	(-0.14)	-0.094	(-0.27)	
20 000 \$ - 29 999 \$	-0.268	(-3.77)	-0.269	(-3.77)	-0.256	(-3.61)	-0.256	(-3.63)	-0.041	(-0.15)	-0.011	(-0.04)	-0.007	(-0.02)	-0.049	(-0.14)	
30 000 \$ - 39 999 \$	-0.152	(-2.62)	-0.145	(-2.56)	-0.142	(-2.50)	-0.141	(-2.48)	-0.068	(-0.23)	-0.044	(-0.14)	-0.045	(-0.14)	-0.068	(-0.20)	
40 000 \$ - 49 999 \$	-0.216	(-3.48)	-0.228	(-3.72)	-0.230	(-3.77)	-0.230	(-3.76)	-0.052	(-0.16)	-0.056	(-0.16)	-0.049	(-0.14)	-0.058	(-0.17)	
60 000 \$ - 69 999 \$	-0.070	(-1.22)	-0.083	(-1.47)	-0.077	(-1.35)	-0.084	(-1.48)	-0.145	(-0.38)	-0.213	(-0.57)	-0.194	(-0.52)	-0.153	(-0.44)	
70 000 \$ - 79 999 \$	-0.027	(-0.43)	-0.040	(-0.67)	-0.030	(-0.51)	-0.044	(-0.73)	0.255	(0.58)	0.259	(0.59)	0.283	(0.63)	0.349	(0.84)	
80 000 \$ et plus	0.047	(0.76)	0.020	(0.33)	0.034	(0.54)	-0.019	(-0.28)	0.298	(0.91)	0.228	(0.61)	0.258	(0.68)	0.373	(1.04)	
<i>suite</i>																	

<b>Tableau 2 (suite)</b>																
<b>Coefficients de régression par les MCO - Scores EVIP (Z) standard</b>																
<b>(t-ratios entre parenthèses)</b>																
	<b>I</b>		<b>II</b>		<b>III</b>		<b>IV</b>		<b>I</b>		<b>II</b>		<b>III</b>		<b>IV</b>	
<b>Emplacement</b>																
Terre-Neuve	0.125	(1.90)	0.069	(1.05)	0.091	(1.36)	0.096	(1.42)	0.334	(2.20)	0.260	(1.67)	0.267	(1.71)	0.260	(1.68)
Île-du-Prince-Édouard	0.010	(0.13)	-0.017	(-0.23)	-0.004	(-0.05)	-0.001	(-0.02)	0.347	(2.01)	0.259	(1.52)	0.279	(1.62)	0.286	(1.63)
Nouvelle-Écosse	0.138	(2.02)	0.125	(1.91)	0.125	(1.90)	0.123	(1.89)	0.344	(2.40)	0.306	(2.11)	0.313	(2.15)	0.312	(2.14)
Nouveau-Brunswick	-0.092	(-1.73)	-0.094	(-1.79)	-0.088	(-1.65)	-0.086	(-1.62)	-0.147	(-1.14)	-0.193	(-1.46)	-0.185	(-1.40)	-0.183	(-1.38)
Québec	0.066	(1.31)	0.136	(2.73)	0.144	(2.89)	0.144	(2.90)	0.158	(1.42)	0.141	(1.26)	0.145	(1.32)	0.143	(1.30)
Manitoba	0.076	(1.09)	0.063	(0.92)	0.068	(1.00)	0.074	(1.07)	0.131	(0.73)	0.136	(0.98)	0.136	(0.97)	0.129	(0.92)
Saskatchewan	0.085	(1.49)	0.080	(1.42)	0.075	(1.31)	0.073	(1.28)	0.015	(0.12)	-0.025	(-0.20)	-0.039	(-0.31)	-0.039	(-0.31)
Alberta	0.155	(2.69)	0.145	(2.60)	0.146	(2.62)	0.144	(2.59)	0.256	(2.04)	0.210	(1.60)	0.207	(1.59)	0.205	(1.57)
Colombie-Britannique	0.008	(0.10)	-0.018	(-0.23)	-0.016	(-0.21)	-0.018	(-0.25)	0.094	(0.77)	0.031	(0.25)	0.038	(0.32)	0.034	(0.29)
Emplacement urbain - 500 000 h. et plus	-0.097	(-2.05)	-0.091	(-1.96)	-0.094	(-2.01)	-0.098	(-2.12)	-0.009	(-0.08)	0.002	(0.02)	0.002	(0.02)	-0.004	(-0.04)
Emplacement urbain - 100 000 à 500 000 h.	0.005	(0.12)	0.004	(0.08)	0.005	(0.12)	0.005	(0.12)	0.110	(1.13)	0.083	(0.88)	0.089	(0.94)	0.084	(0.88)
Emplacement urbain - < 100 000 h.	-0.009	(-0.25)	-0.009	(-0.27)	-0.009	(-0.25)	-0.008	(-0.23)	0.086	(0.92)	0.083	(0.92)	0.087	(0.95)	0.084	(0.92)
<b>Valeurs p pour les tests d'égalité entre :</b>																
Années de scolarité de la mère/famille monoparentale																
N'a pas travaillé = a travaillé à temps partiel					0.13		0.11				0.29		0.29			
A travaillé à temps partiel = a travaillé à plein temps					0.38		0.54				0.66		0.72			
N'a pas travaillé = a travaillé à plein temps					0.48		0.28				0.58		0.52			
Compétences parentales																
N'a pas travaillé = a travaillé à temps partiel					0.49		0.48				0.35		0.36			
A travaillé à temps partiel = a travaillé à plein temps					0.12		0.11				0.17		0.17			
N'a pas travaillé = a travaillé à plein temps					0.01		0.01				0.62		0.61			



Les enfants de familles biparentales qui participent à une période de lecture quotidienne obtiennent environ 19 % d'un écart-type de plus que les enfants qui ne le font pas, et ceux qui participent à plus d'une période de lecture par jour obtiennent environ 36 % d'un écart-type de plus. Si le score en matière de dépression de la PMR n'a pas d'incidence significative sur le score des enfants issus d'une famille biparentale, il en a une dans les familles monoparentales. La dysfonction familiale a également une incidence négative sur le score des enfants, mais les coefficients ne sont pas significatifs dans les familles monoparentales.

Les spécifications III et IV montrent également un important effet d'interaction du travail à l'extérieur avec le niveau de scolarité du père. L'incidence du niveau de scolarité d'un père qui travaille à temps partiel est significative et importante, mais doit être envisagée de concert avec le coefficient « père travaillant à temps partiel ». Avant que soit neutralisé le niveau de scolarité, les enfants dont le père travaille à temps partiel ont un score prévu qui est inférieur de la moitié d'un écart-type à celui des enfants dont le père travaille à temps plein à l'extérieur du foyer. Toutefois, pour un niveau de scolarité du père de 12,6 ans (niveau moyen), il n'y a pas de différence dans les scores prévus, comme le confirment les spécifications I et II. C'est donc pour les niveaux de scolarité extrêmes que ces interactions donnent des différences significatives dans les scores des enfants. Les enfants dont le père est très scolarisé sont avantagés lorsque leur père travaille à temps partiel plutôt qu'à temps plein, mais ceux dont le père est peu scolarisé se débrouillent mieux lorsque leur père travaille à temps plein.

Dans les familles monoparentales, le niveau de scolarité des parents a une incidence positive importante, mais le score en matière de cohérence n'en a pas. L'échantillon étant de plus petite taille, les coefficients des équations relatives aux parents seuls ont moins tendance à être statistiquement significatifs.

Les enfants issus d'une famille biparentale dont le revenu est compris entre 50 000 \$ et 59 999 \$ obtiennent les scores les plus élevés. Lorsque le revenu du père est faible, le travail de la mère à l'extérieur peut avoir une incidence positive sur les enfants grâce à l'incidence du revenu. Chez les enfants de familles monoparentales, le revenu familial n'a pas d'incidence significative sur les scores EVIP, mais les scores sont supérieurs lorsque le revenu est élevé.

Les résultats globaux autorisent à penser que pour la famille moyenne, le travail à l'extérieur et les services de garde n'ont pratiquement pas d'incidence sur les résultats cognitifs des enfants, que les enfants dont la mère est très qualifiée ont tendance à se débrouiller un peu mieux si leur mère ne travaille pas, que les enfants dont la mère est peu qualifiée ont tendance à se débrouiller un peu mieux si leur mère travaille à l'extérieur du foyer et qu'un revenu élevé est lié à une garde de meilleure qualité dans les familles biparentales.

### **b.) Estimations à effets fixes**

J'estime une équation familiale à effets fixes pour les scores EVIP<sup>41</sup>. Si une variable non observée ayant une incidence sur les résultats de l'enfant est corrélée au revenu, au travail à l'extérieur ou peut-être aussi au recours à des services de garde, les estimations du coefficient MCO sont biaisées. Un modèle familial à effets fixes suppose que l'hétérogénéité non observée repose sur la famille plutôt que sur l'enfant. Par exemple, si les mères qui travaillent à l'extérieur du foyer ont des capacités cognitives supérieures ou sont plus « motivées » que celles qui restent à la maison, leurs enfants pourraient alors obtenir des scores supérieurs pour d'autres raisons que le travail de leur mère. Mais si ces différences ne sont pas observées, la variable « travail à l'extérieur » dans une régression des MCO saisirait également ces effets et surestimerait les effets positifs du travail de la mère ou en sous-estimerait les effets négatifs. Si le niveau de scolarité permet de saisir certaines de ces différences, il ne s'agit pourtant pas d'une approximation parfaite des capacités cognitives ni de la motivation.

Le tableau 3 montre le résultat des estimations familiales à effets fixes. Comme en témoigne l'équation (3), les variables familiales – niveau de scolarité des parents, statut d'immigrant, emplacement, etc. – disparaissent dans le calcul des différences<sup>42</sup>.

---

<sup>41</sup> En plus des estimations à effets fixes, j'ai aussi estimé une équation à effets aléatoires. En procédant au test de Hausman qui compare les coefficients à effets fixes aux coefficients à effets aléatoires, l'hypothèse selon laquelle l'effet non observé n'est pas corrélé aux variables de droite est rejetée. Étant donné les résultats de ce test, la spécification à effets aléatoires n'est pas pertinente. Pour en savoir plus sur ce test, voir Wooldridge (2002), p. 289.

<sup>42</sup> Les calculs qui utilisent les données longitudinales sur les enfants ayant participé aux deuxième et troisième cycles laissent entrevoir que dans les familles où le tuteur adulte ou les parents sont les mêmes que lors du cycle précédent (plus de 90 % des familles), moins de 2 % des enfants avaient changé de province entre les deux cycles, qu'environ 4 % des mères ou des pères ont déclaré un niveau de scolarité plus élevé de deux ans ou plus au cours d'un cycle, qu'environ 11 % des mères ou des pères ont déclaré un niveau de scolarité plus élevé d'un an au cours d'un cycle et qu'environ 85 % des mères ou des pères ont déclaré le même niveau de scolarité entre les deux cycles.

Le modèle familial à effets fixes exploite les différences entre frères et sœurs et les différences entre les scores EVIP du même enfant à deux moments différents<sup>43</sup>, ramenant à 1 686 le nombre d'observations disponibles pour l'estimation.

La spécification II ne met pas les compétences parentales en interaction avec le travail à l'extérieur. Dans la spécification III, j'utilise la cohérence ou le fonctionnement familial<sup>44</sup> comme variable d'interaction avec le travail à l'extérieur. La spécification II montre que dans l'ensemble, comme dans le cas des résultats de la méthode MCO, ni le travail de la mère ni le nombre d'heures passées dans des services de garde n'a d'incidence sur les scores des enfants. Toutefois, la spécification III montre que les effets de la cohérence sont de signes différents selon que les PMR travaillaient à l'extérieur ou restaient à la maison, mais les coefficients ne sont pas statistiquement significatifs. Les scores EVIP des enfants dont la mère reste à la maison sont influencés par la mesure du fonctionnement familial, alors que les scores de ceux dont la mère travaille à l'extérieur ne le sont pas. Les résultats en matière de dysfonction familiale s'échelonnent entre zéro et trente-six, avec une moyenne de 7,6 et un écart-type de 5,1. Une baisse d'un écart-type de la dysfonction familiale se traduirait par une augmentation d'environ 1,5 du score EVIP des enfants dont la mère reste à la maison.

La mauvaise santé, la taille de la famille et l'âge des parents à la naissance de l'enfant ont tous un effet inhibiteur sur les scores des enfants, alors que la fréquentation de l'école maternelle exerce une influence positive. Dans l'équation à effets fixes, contrairement au résultat de la méthode MCO où l'âge de la mère a une incidence positive sur les scores EVIP, la variable « âge de la mère à la naissance » est en relation négative avec le score de l'enfant et pourrait bien témoigner d'un effet du rang de naissance.

Aucune des spécifications ne soutient un effet du revenu sur les scores EVIP. Toutefois, comme on compare les mêmes enfants ou les enfants d'une même famille, il est probable que cette variable ne présente guère de variation.

---

<sup>43</sup> Il y a dans l'échantillon 120 enfants qui sont représentés sur deux cycles; ils sont compris ici.

<sup>44</sup> Dans le modèle à effets fixes, le fonctionnement familial est significatif comme variable explicative, mais la cohérence ne l'est pas.

<b>Tableau 3</b>						
<b>Coefficients de régression à effets fixes*</b>						
<b>Score EVIP (Z) Standard</b>						
<b>(t-ratio entre parenthèses)</b>						
	<b>II</b>		<b>III</b>			
			<b>Interaction de la cohérence</b>		<b>Interaction du fonctionnement familial</b>	
<i>Nombre de pairs</i>	<i>1,686</i>					
<b>Constante</b>	0.865	( 2.77)	0.817	( 2.58)	0.851	( 2.71)
<b>Emploi des parents et compétences parentales et compétences parentales</b>						
(La mère travaille à plein temps)						
La mère n'a pas travaillé	0.099	( 1.23)	0.448	( 2.76)	0.233	( 2.22)
La mère a travaillé à temps partiel	-0.015	(-0.24)	-0.134	(-1.06)	0.004	( 0.04)
Compétences parentales						
La PMR n'a pas travaillé			-0.017	(-1.61)	0.019	( 2.40)
La PMR a travaillé à temps partiel			0.015	( 1.51)	0.003	( 0.45)
La PMR a travaillé à plein temps			0.007	( 0.76)	0.001	( 0.19)
<b>Caractéristiques des enfants et des familles</b>						
Âge de l'enfant en mois	-0.002	(-0.50)	-0.002	(-0.48)	-0.002	(-0.65)
Garçon	-0.027	(-0.73)	-0.028	(-0.75)	-0.026	(-0.70)
Ne parle ni anglais ni français	0.036	( 0.23)	0.040	( 0.25)	0.015	( 0.10)
Piètre santé	-0.281	(-2.52)	-0.278	(-2.50)	-0.275	(-2.47)
À l'école maternelle	0.134	( 2.40)	0.131	( 2.35)	0.138	( 2.46)
Âge de la mère (parent) à la naissance	-2.358	(-3.30)	-0.018	(-3.13)	-0.017	(-3.05)
Nombre d'enfants < 17 ans	-0.113	(-1.82)	-0.114	(-1.84)	-0.117	(-1.88)
Nombre d'enfants plus vieux	-0.078	(-2.37)	-0.079	(-2.40)	-0.081	(-2.45)
Lecture quotidienne	0.029	( 0.56)	0.027	( 0.53)	0.031	( 0.61)
Lecture plusieurs fois par jour	0.079	( 0.95)	0.076	( 0.92)	0.077	( 0.93)
Score de la PMR en matière de dépression	0.007	( 1.19)	0.006	( 1.12)	0.006	( 1.02)
Score en matière de cohérence	0.002	( 0.27)			0.002	( 0.25)
Score en matière de dysfonction familiale	-0.011	(-2.01)	-0.011	(-2.00)		
<b>Revenu familial</b>						
Moins de 20 000 \$	-0.074	(-0.56)	-0.084	(-0.63)	-0.074	(-0.56)
20 000 \$ - 29 999 \$	-0.130	(-1.26)	-0.128	(-1.24)	-0.142	(-1.38)
30 000 \$ - 39 999 \$	-0.034	(-0.40)	-0.038	(-0.44)	-0.042	(-0.48)
40 000 \$ - 49 999 \$	-0.012	(-0.17)	-0.007	(-0.10)	-0.017	(-0.22)
60 000 \$ - 69 999 \$	-0.024	(-0.31)	-0.023	(-0.29)	-0.026	(-0.34)
70 000 \$ - 79 999 \$	-0.006	(-0.07)	-0.007	(-0.07)	-0.006	(-0.07)
80 000 \$ et plus	0.136	( 1.34)	0.136	( 1.35)	0.131	( 1.29)
<b>Heures passées dans des services de garde</b>						
Heures totales	-0.001	(-0.66)	-0.001	(-0.58)	-0.001	(-0.66)

\*Seuls les enfants de familles biparentales sont compris ici

### **c.) Tests d'endogénéité**

Prenons les deux équations suivantes :

$$(9) \quad y_1 = \gamma y_2 + \beta_1' X_1 + \varepsilon_1$$

$$(10) \quad y_2 = \phi y_1 + \beta_2' X_2 + \varepsilon_2$$

Supposons une distribution normale à deux variables avec des moyennes nulles. Supposons également que  $y_2$  est censuré, c'est-à-dire que  $y_2 = \max(0, y_2^*)$ . Dans ce contexte,  $y_1$  représente le résultat d'un enfant, alors que  $y_2$  représente le nombre d'heures de travail de la mère<sup>45</sup>. Ici, l'hypothèse selon laquelle le travail de la mère est une variable exogène est relaxée. Ce modèle est proposé par Nelson et Olsen (1978) et est décrit dans Maddala (1983), chapitre 8.8 et dans Greene (1998), section 28.4.

La méthode d'estimation est la suivante :

- (1) Estimer une équation de forme réduite pour  $y_1$  (scores EVIP) et obtenir sa variance,  $\sigma_1^2$ .
- (2) Estimer une équation tobit de forme réduite pour  $y_2$  (nombre d'heures de travail de la mère) et obtenir le nombre d'heures prévu ainsi que la matrice des variances et des covariances  $\mathbf{V0}$  et  $\sigma_2^2$ .
- (3) Pour obtenir la corrélation entre les deux équations ( $\rho_{12}$ ), je m'inspire de Greene (1998), section 28.4 : exécuter d'abord un probit de forme réduite sur le travail de la mère; extraire le ratio inverse de Mills, annexer à une équation de forme réduite des scores EVIP et estimer selon la méthode des MCO; le coefficient appliqué au ratio inverse de Mills est égal à  $\rho_{12}\sigma_1$ .
- (4) Estimer une équation structurelle pour les scores EVIP selon la méthode des MCO en remplaçant la valeur réelle par la valeur prévue du nombre d'heures de travail de la mère.

---

<sup>45</sup> Les équations (2.10) et (2.11) correspondent respectivement aux équations (2.4) et (2.5).

- (5) Calculer la matrice des variances et des covariances pour l'équation structurelle, qui égale :

$$\mathbf{V}^{IV} = (\sigma_1^2 - 2\gamma\rho_{12}\sigma_1\sigma_2)*[\mathbf{Z}'\mathbf{Z}] + \gamma^2[\mathbf{Z}'\mathbf{Z}]*\mathbf{M}*\mathbf{Z}'\mathbf{Z};$$

$$\text{où } \mathbf{M} = [\mathbf{X}'\mathbf{Z}]*\mathbf{V0}*\mathbf{X}'\mathbf{Z}$$

$\mathbf{X}$  = matrice de variables exogènes pour le système

et  $\mathbf{Z}$  = matrice de variables explicatives pour EVIP où le nombre réel d'heures de travail de la mère est remplacé par le nombre prévu d'heures de travail de la mère.

Comme le revenu maternel et le nombre d'heures passées dans des services de garde dépendent du travail de la mère à l'extérieur, ces variables sont endogènes si le travail de la mère est endogène. Ainsi, le revenu de la mère et le recours à des services de garde n'étaient pas compris comme variables explicatives lorsque le travail de la mère faisait l'objet d'un test d'endogénéité. L'effet mesuré du travail de la mère engloberait donc les effets connexes du revenu et des services de garde<sup>46</sup>. De plus, les étudiants ont été exclus de cette équation, car leur nombre d'heures de travail ne comprend pas leur nombre d'heures d'études.

Pour procéder au test d'endogénéité, j'ai utilisé deux instruments légèrement différents empruntés à deux méthodes distinctes. Le premier est le taux de chômage par province et par année d'enquête : les observations proviennent de trois années distinctes (1994, 1996, 1998) et j'ai utilisé les taux de chômage des années antérieures pour qu'ils coïncident avec le nombre d'heures de travail au cours des 52 dernières semaines. Si l'on s'attend à ce que le travail de la mère varie avec la conjoncture économique locale, il n'y a cependant pas de raison théorique de croire qu'il aurait une incidence directe sur les scores EVIP<sup>47</sup>. La deuxième mesure est le taux de chômage des femmes de quinze ans et plus par région métropolitaine de recensement (RMR)<sup>48</sup>.

Les estimations IV appliquées au travail de la mère étaient en corrélation positive, élevée, mais non statistiquement significative avec le taux de chômage provincial, et en corrélation négative, élevée,

<sup>46</sup> Il n'y a pas suffisamment d'instruments pour ajouter deux autres variables endogènes.

<sup>47</sup> Le taux de chômage varie selon la région, mais nous avons inclus les variables fictives provinciales pour saisir les différences régionales.

<sup>48</sup> L'Enquête sur la population active fournit les taux de chômage de 25 RMR. Pour les enfants qui ne vivent pas dans ces RMR, j'ai calculé un taux de chômage provincial qui tient compte des données sur les taux de chômage des RMR (soit les taux de chômage pour le reste de la province).

mais non statistiquement significative avec le taux de chômage des femmes par RMR. En procédant au test standard d'Hausman, on ne peut rejeter l'hypothèse de l'exogénéité.

## **6. Conclusion**

L'analyse qui précède laisse entrevoir qu'à lui seul, le travail de la mère à l'extérieur n'a pas d'incidence négative sur les résultats cognitifs des enfants d'âge préscolaire dont les parents ont un niveau de scolarité et des compétences parentales moyens<sup>49</sup>. Les constatations sont également cohérentes avec l'hypothèse selon laquelle, sur le plan des capacités cognitives, les enfants dont les parents possèdent de meilleures compétences parentales bénéficieraient un peu plus du temps supplémentaire que leurs parents leur consacrent que les enfants dont les parents sont moins qualifiés, mais les effets sont peu importants. Si le nombre d'heures passées dans des services de garde n'a pas d'incidence globale sur les scores EVIP, il semble cependant qu'en fonction de leur incidence sur les résultats cognitifs, la qualité des services de garde augmente avec le revenu. Les modèles à effets fixes donnent à penser que l'augmentation de la dysfonction familiale a des effets négatifs statistiquement significatifs, mais infimes, sur les résultats cognitifs des enfants.

Lorsque je teste l'endogénéité du travail de la mère à l'extérieur, je trouve des indices contradictoires quant au signe du travail de la mère, mais ni l'un ni l'autre des coefficients n'est statistiquement significatif. En procédant au test standard d'Hausman, on ne peut rejeter l'hypothèse de l'exogénéité du travail de la mère à l'extérieur.

---

<sup>49</sup> Ici, les compétences parentales correspondent aux scores en matière de cohérence.

## **Bibliographie**

- Amemyia, Takeshi. 1979. "The estimation of a simultaneous equation tobit model." *International Economic Review* 20(1):169-81.
- Baydar, Nazli and Jeanne Brooks-Gunn. 1991. "Effects of maternal employment and child-care arrangements on preschoolers cognitive and behavioural outcomes: evidence from the children of the National Longitudinal Survey of Youth." *Development Psychology* 27(6):932-945.
- Blau, David M. 1991. "The quality of child-care: an economic perspective." In *The Economics of Child-care*, ed. by David M. Blau, 145-73. New York: Russell Sage Foundation.
- \_\_\_\_\_. 1997. "The production of quality in child-care centers." *Journal of Human Resources* 32:354-87.
- Blau, Francine D., and Adam J. Grossberg. 1992. "Maternal labor supply and children's cognitive development" *Review of Economics and Statistics* 74(3):474-81.
- Burchinal, Margaret R. 1999. "Child-care experiences and developmental outcomes." *Annals of the Academy of Political and Social Science* 563:73-97.
- Burchinal, Margaret R., Joanne E. Roberts, Laura A. Nabors, and Donna M. Bryant. 1996. "Quality of center child-care and infant cognitive and language development." *Child Development* 67:606-620.
- Burchinal, Margaret R., Joanne E. Roberts, Rhodus Riggins, Jr., Susan A. Zeisel, Eloise Neebe, and Donna Bryant. 2000. "Relating quality of center-based child-care to early cognitive and language development longitudinally." *Child Development* 71(2):339-357.
- Connor, Sarah and Satya Brink. 1999. "The impacts of non-parental care on child development." HRDC Working Paper No. W-00-2E. Ottawa: Human Resources Development Canada.
- Crockenberg, Susan, and Cindy Litman. 1991. "Effects of maternal employment on maternal and two-year-old child behaviour." *Child Development* 62:930-953.
- Cryer, Debby. 1999. "Defining and assessing early childhood program quality." *Annals of the Academy of Political and Social Science* 563:39-55.
- Currie, Janet, and Duncan Thomas. 1995 "Does Head Start make a difference?" *American Economic Review* 85:341-64.
- Currie, Janet. 1997a. "The intergenerational transmission of "intelligence": down the slippery slopes of "the bell curve"." CIAR Working Paper No. 106. Toronto: Canadian Institute for Advanced Research.
- \_\_\_\_\_. 1997d "School quality and the longer-term effects of Head-Start." CIAR Working Paper No. 110. Toronto: Canadian Institute for Advanced Research.



- Green, William H. 1993. *Econometric Analysis*, 2<sup>nd</sup> ed. New York: Macmillan Publishing Company.
- Greenstein, Theodore H. 1993. "Maternal employment and child behavioural outcomes." *Journal of Family Issues* 14:323-54.
- Hanushek, Eric A. 1992. "The trade-off between child quantity and quality." *Journal of Political Economy* 100:84-117.
- Heckman, James J. 1995 "Lessons from the bell curve." *Journal of Political Economy* 103:1091-120.
- Hill, M. Anne, and Jane O'Neill. 1994. "Family endowments and the achievement of young children with special reference to the underclass." *Journal of Human Resources* 29:1064-1099.
- Hotz, V. Joseph. 1992. "Special issue on child-care: introduction." *Journal of Human Resources* 27(1):1-39.
- Kennedy, Peter. 1992. *A Guide to Econometrics, third edition*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Kohen, Dafna E., Clyde Hertzman, and Michele Wiens. 1998. "Changements de milieu et compétences des enfants." Document du travail sur le DRHC No. W-98-25F. Ottawa: Développement des ressources humaines Canada.
- Kohen, Dafna E., Clyde Hertzman, and Jeanne Brooks-Gunn. 1998. "Les influences du quartier sur la maturité scolaire de l'enfant." Document du travail sur le DRHC No. W-98-15F.
- Lefebvre, Pierre, and Philip Merrigan. 1998. "Les antécédents familiaux, le revenu familial, le travail de la mère et le développement de l'enfant." Document du travail sur le DRHC No. W-98-12F.
- \_\_\_\_\_. 2000. "The effects of child-care arrangements on development outcomes of young children." Paper prepared for the Conference on Families, Labour Markets, and Well-Being of Children, University of British Columbia, Vancouver, Canada, June 1-2, 2000.
- Lipman Ellen L., Michale H. Boyle, Martin D. Dooley, and David R. Offord . 1998. "Les enfants et les familles gynoparentales: Étude des facteurs influent sur le bien-être de l'enfant." Document du travail sur le DRHC No. W-98-11F.
- Lipps, G., and J. Yiptong-Avila. 1999. "De la maison à l'école—comment les enfants canadiens se débrouillent." Culture, tourisme et Centre de la statistique sur l'éducation, Statistique Canada, N° au catalogue 89F0117XIF. Ottawa: Statistique Canada.
- Maddala, G.S. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. New York: Cambridge University Press.

- Mott, Frank L. 1991. "Developmental effects of infant care: the mediating role of gender and health." *Journal of Social Issues* 47(2):139-158.
- Nelson, Forrest and Lawrence Olson. 1978. "Specification and estimation of a simultaneous-equation model with limited dependent variables." *International Economic Review* 19(3):695-709.
- NICHD Early Child-care Research Network. 1997. "The effects of infant child-care on infant-mother attachment security: results of the NICHD study of early child-care." *Child Development* 68(5):860-879.
- O'Brien Caughy, Margaret, Janet A. DiPietro, and Donna M. Strobino. 1994. "Day-care participation as a protective factor in the cognitive development of low-income children." *Child Development* 65:457-471.
- Phillips, Meredith, and Jeanne Brooks-Gunn et al. 1998. "Family background, parenting practices and the Black-White test score gap." In *The Black-White Test Score Gap*, ed. C. Jencks and M. Phillips. Washington, DC: Brookings Institution Press.
- Posner, Jill K., and Deborah L. Vandell. "Low-income children's after-school care: are there beneficial effects of after-school programs?" *Child Development* 65:440-456.
- Ross, David P., Paul A. Roberts, and Katherine Scott. 1998. "Variation des resultants développementaux chez les enfants des familles monoparentales." Document du travail sur le DRHC No. W-98-7F. Ottawa: Développement des ressources humaines Canada.
- Ryan, Bruce A., and Gerald R. Adams . 1998. "Relations familiales et success scolaire des enfants: données de l'enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes." Document du travail sur le DRHC No. W-98-13F. Ottawa: Développement des ressources humaines Canada.
- Ruhm, Christopher J. 2000. "Parental employment and child cognitive development." NBER Working Paper No. 7666. Cambridge, Mass: National Bureau of Economic Research.
- Stata User's Guide Release 7* (2001). Stata Press: College Station, Texas.
- Statistique Canada. 1998. *Le Quotidien*, N° au catalogue 11-001F, le 9 juin, 1998. Ottawa: Gouvernement du Canada.
- Sui-Chu, Ester Ho, and J. Douglas Willms. 1996. "Effects of parental involvement on eight-grade achievement." *Sociology of Education* 69:126-41.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Mass: MIT Press.
- Zaslow, Martha J. 1991. "Variation in child-care quality and its implications for children." *Journal of Social Issues* 47(2):125-138.

Zukewich Ghalam, Nancy. 1997. "Attitudes à l'égard des femmes, du travail et de la famille."  
*Tendances sociales canadiennes*, N° au catalogue 11-008-XPB, No. 46, Statistique Canada .  
Ottawa: Gouvernement du Canada.