

*La pauvreté, le capital social,
les compétences parentales et les
résultats des enfants au Canada*

Rapport final

*Charles Jones, Linn Clark, Joan Grusec, Randle Hart,
Gabriele Plickert et Lorne Tepperman
Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada*

mars 2002

SP-557-01-03F
(Also available in English)

Les opinions exprimées dans les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada ou du gouvernement fédéral.

La série des documents de travail comprend des études analytiques et des travaux de recherche réalisés sous l'égide de la Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique. Il s'agit notamment de recherches primaires, soit empiriques ou originales et parfois conceptuelles, généralement menées dans le cadre d'un programme de recherche plus vaste ou de plus longue durée. Les lecteurs de cette série sont encouragés à faire part de leurs observations et de leurs suggestions aux auteurs.



Le présent document a été traduit de l'anglais. Bien que la version française ait été préparée avec soin, le document original fait foi.

This document is a translation from English. Although the French version has been carefully prepared, the original document should be taken as correct.

La version anglaise de ce document est disponible sous le titre *Poverty, Social Capital, Parenting and Child Outcomes in Canada*.

This paper is available in English under the title *Poverty, Social Capital, Parenting and Child Outcomes in Canada*.



Papier

ISBN : 0-662-89682-3

N° de cat. : RH63-1/557-01-03F

PDF

ISBN : 0-662-89683-1

N° de cat. : RH63-1/557-01-03F-PDF

HTML

ISBN : 0-662-89684-X

N° de cat. : RH63-1/557-01-03F-HTML



Si vous avez des questions concernant les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée, veuillez communiquer avec :

Développement des ressources humaines Canada
Centre des publications
140, Promenade du Portage, Phase IV, niveau 0
Gatineau (Québec) Canada
K1A 0J9

Télécopieur : (819) 953-7260
<http://www.hrdc-drhc.gc.ca/sp-ps/arb-dgra>

General enquiries regarding the documents published by the Applied Research Branch should be addressed to:

Human Resources Development Canada
Publications Centre
140 Promenade du Portage, Phase IV, Level 0
Gatineau, Quebec, Canada
K1A 0J9

Facsimile: (819) 953-7260
<http://www.hrdc-drhc.gc.ca/sp-ps/arb-dgra>

Résumé

L'expérience de la pauvreté à long terme influe sur les résultats de nombreux enfants, en partie en raison du processus du stress familial où la pauvreté est considérée être l'un des principaux facteurs entraînant le dysfonctionnement familial, la dépression chez les gardiens et des compétences parentales inadéquates. Selon les dernières études, le modèle classique du stress familial est élargi grâce aux recherches sur les façons dont le quartier pourrait influencer ou modifier ces liens. Les quartiers vont de quartiers à l'aise à des quartiers défavorisés sur le plan économique et, puisque les pauvres à long terme vivent rarement dans des quartiers bien nantis, les mesures du caractère défavorisé du quartier ajoutent peu de données sur la pauvreté familiale pour aider à prévoir la santé et les problèmes de comportement des enfants. Or, les quartiers varient également selon leur degré d'organisation sociale, de cohésion et de soutien de l'éducation des enfants. Les sociologues parlent de « capital social » des quartiers et avancent que ce capital social peut améliorer les effets de la pauvreté et aider les parents qui élèvent des enfants à leur faire atteindre toutes leurs possibilités. La présente étude rend compte de la construction des mesures liées au capital social (l'efficacité collective et le soutien social) au niveau du quartier, plutôt qu'au niveau individuel, et du recours à ces mesures ainsi qu'à une panoplie de caractéristiques de recensement et d'autres variables explicatives pour prévoir les résultats d'enfants longitudinaux âgés de 4 à 15 ans dans l'ELNEJ.

Les auteurs se sont servis d'un modèle statistique pour étudier l'impact du capital social de montants supérieurs ou inférieurs dans un échantillon national et un petit échantillon de 200 quartiers (définis selon les secteurs de dénombrement). Les résultats étayaient certains aspects d'une théorie élargie sur le stress familial selon laquelle les effets de la pauvreté à long terme sur les résultats des enfants sont influencés mais également modérés par le capital social du quartier et par l'épuisement de la famille (le dysfonctionnement et la dépression parentale).

L'étude confirme les recherches antérieures qui démontrent que certaines compétences parentales sont étroitement liées à la santé et aux problèmes de comportement des enfants et que les quartiers constituent des proportions restreintes mais significatives de la variation des résultats des enfants. L'un des résultats novateurs est le fait que la mesure dans laquelle la pauvreté à long terme influe sur les résultats des enfants varie selon les caractéristiques des quartiers. Les auteurs émettent toutefois un avertissement : leur étude ne permet pas de faire des estimations nationales sur l'impact du capital social du quartier sur les résultats des enfants.

Remerciements

Nous remercions sincèrement M. Dave Haans et M^{me} Tina Hotton du centre de données de recherche de Toronto de Statistique Canada, ainsi que M^{me} Laine Ruus et son personnel du service d'informathèque de la bibliothèque Robarts de l'Université de Toronto. Plusieurs analystes anonymes ont fait de précieux commentaires sur la première ébauche du rapport. Nous remercions également Développement des ressources humaines Canada et Statistique Canada pour l'énorme quantité de travail de planification et de collecte des données d'une ressource en données d'aussi grande qualité que l'ELNEJ. Nous tenons à remercier les derniers, mais non les moindres : les répondants, qu'il s'agisse des mères, des pères ou des enfants, qui ont répondu à un si grand nombre de questions sur eux-mêmes et sur leur famille.

Table des matières

1. Introduction.....	1
1.1 Aperçu du rapport.....	1
1.2 La pauvreté, la pauvreté à long terme et le stress familial.....	1
1.3 Le modèle de stress familial.....	3
1.4 Le rôle des quartiers et des collectivités.....	4
1.4.1 La pauvreté du quartier.....	5
1.4.2 Le capital social du quartier.....	6
1.5 Un modèle de stress familial modifié : les compétences parentales et les résultats des enfants.....	7
1.6 Objectif de la recherche et principaux concepts.....	9
2. La méthodologie longitudinale.....	13
2.1 L'exposition à long terme des enfants au faible revenu.....	15
3. Les variables employées dans l'analyse.....	17
3.1 Les variables dépendantes.....	17
3.1.1 Le stress familial.....	17
3.1.2 Les mesures du style parental.....	18
3.1.3 Les résultats des enfants.....	19
3.2 Les variables explicatives.....	20
3.2.1 Les variables explicatives au niveau de l'enfant.....	20
3.2.2 Les valeurs explicatives des compétences parentales et propres à la PCME :.....	21
3.2.3 Les variables explicatives au niveau de la famille.....	22
3.2.4 Les quartiers et les résultats des enfants.....	23
3.2.5 Les renseignements sur les quartiers provenant des répondants à l'enquête et des interviewers.....	23
3.2.6 Les regroupements des réponses de la PCME et de l'interviewer au niveau du quartier.....	25
3.2.7 Les indicateurs objectifs du quartier tirés du profil des SD de 1996	27
4. La modélisation statistique.....	31
4.1 Aperçu de l'analyse.....	31
4.2 L'échantillon national et l'échantillon de quartiers.....	31

4.3	Les résultats de l'échantillon national.....	32
4.3.1	Les déterminants du stress familial (les données des enfants longitudinaux de l'échantillon national au cycle 3).....	32
4.3.2	Les déterminants des compétences parentales (enfants longitudinaux de l'échantillon national au cycle 3).....	36
4.3.3	Les déterminants des résultats d'enfants choisis (enfants longitudinaux de l'échantillon national au cycle 3).....	37
4.4	Les résultats de l'échantillon de quartiers.....	41
4.4.1	Le sous-échantillon d'analyse des effets du quartier.....	41
4.4.2	Les observations regroupées et les analyses longitudinales.....	42
4.4.3	Le cadre de modélisation à plusieurs niveaux.....	43
4.4.4	Les modèles linéaires hiérarchiques de prévision des résultats des enfants.....	44
4.4.4.1	Les modèles linéaires hiérarchiques de prévision de la santé physique des enfants.....	45
4.4.4.2	Les modèles linéaires hiérarchiques de prévision de l'hyperactivité-inattention des enfants.....	48
4.4.4.3	Les modèles linéaires hiérarchiques de prévision de l'expérience des compétences parentales hostiles-inefficaces chez les enfants.....	51
5.	Discussion.....	55
5.1	Les répercussions de la pauvreté à long terme sur les résultats des enfants ...	55
5.2	Les répercussions du quartier.....	55
5.2.1	Les répercussions des indicateurs objectifs de recensement et des indicateurs des caractéristiques du quartier découlant de l'enquête ...	55
5.2.2	Les quartiers modifient l'impact de la pauvreté à long terme.....	56
5.3	Les répercussions du stress familial et du style parental.....	57
5.4	Autres répercussions.....	57
5.4.1	Les répercussions du travail ou des études dans les couples et les familles monoparentales.....	57
5.4.2	Les répercussions de la vie dans une famille reconstituée.....	58
5.4.3	Les répercussions des années d'instruction de la PCME.....	58
5.4.4	Les répercussions du statut de nouvel immigrant.....	59
5.4.5	Le sexe de l'enfant, son âge, son poids à la naissance, l'âge de la mère, la taille de la famille et le rang de naissance.....	59
5.5	Les répercussions sur les politiques et la recherche.....	59
5.6	Les limites de l'étude.....	60
6.	Résumé et conclusion.....	63
	Bibliographie.....	65

Liste des figures

Figure 1	Modèle de base Prévisions des résultats des enfants tirées des seuls indicateurs de la pauvreté. Détermine dans quelle mesure il y a une corrélation de base entre la pauvreté à long terme et les résultats des enfants.	2
Figure 2	Le modèle de stress familial sans le contexte du quartier La pauvreté cause le stress familial, qui entraîne des compétences parentales inefficaces qui, à leur tour, influent sur les résultats des enfants	4
Figure 3	Le modèle de stress familial modifié prévoit les résultats des enfants à partir des indicateurs de la pauvreté à long terme, du stress familial et des compétences parentales, plus les variables médiatees proposées du capital social du quartier, ainsi que les variables du contrôle au niveau de la famille.....	8

Liste des tableaux

Tableau 1	Expérience de la pauvreté à long terme chez les enfants longitudinaux de l'ELNEJ	15
Tableau 2	Pauvreté à long terme par type de famille chez les enfants longitudinaux âgés de 4 à 15 ans lors du cycle 3	16
Tableau 3	Corrélations entre des caractéristiques choisies des 44 000 secteurs de dénombrement du Recensement de 1996	30
Tableau 4	Corrélations entre des mesures d'enquête agrégées des quartiers et des caractéristiques de recensement choisies pour les secteurs de dénombrement correspondants	30
Tableau 5	Régressions de l'échantillon national sur la prévision des indicateurs de stress familial	34
Tableau 6	Échantillon national : modèles de prévision de deux indicateurs des compétences parentales Prévision de l'expérience de l'enfant au sujet de deux mesures des compétences parentales au cycle 3 selon les réponses liées aux enfants longitudinaux âgés de 4 à 11 ans pendant le cycle 3	35
Tableau 7	Échantillon national : modèles de prévision de la santé physique de l'enfant	38
Tableau 8	Échantillon national : modèles de prévision des scores d'hyperactivité- inattention de l'enfant	39
Tableau 9	Échantillon national : modèles de prévision des résultats de l'enfant à une épreuve mathématique	40

Tableau 10	Pente aléatoire de l'échantillon de quartiers et modèles de valeurs à l'origine de la santé physique des enfants aux cycles 1, 2 et 3.....	45
Tableau 11	Modèles des valeurs à l'origine aléatoires de l'échantillon de quartiers pour prévoir l'hyperactivité-inattention aux cycles 1 et 3.....	49
Tableau 12	Modèles de valeurs à l'origine aléatoires de l'échantillon de quartiers sur l'expérience des compétences parentales hostiles-inefficaces des enfants aux cycles 1 et 3.....	52

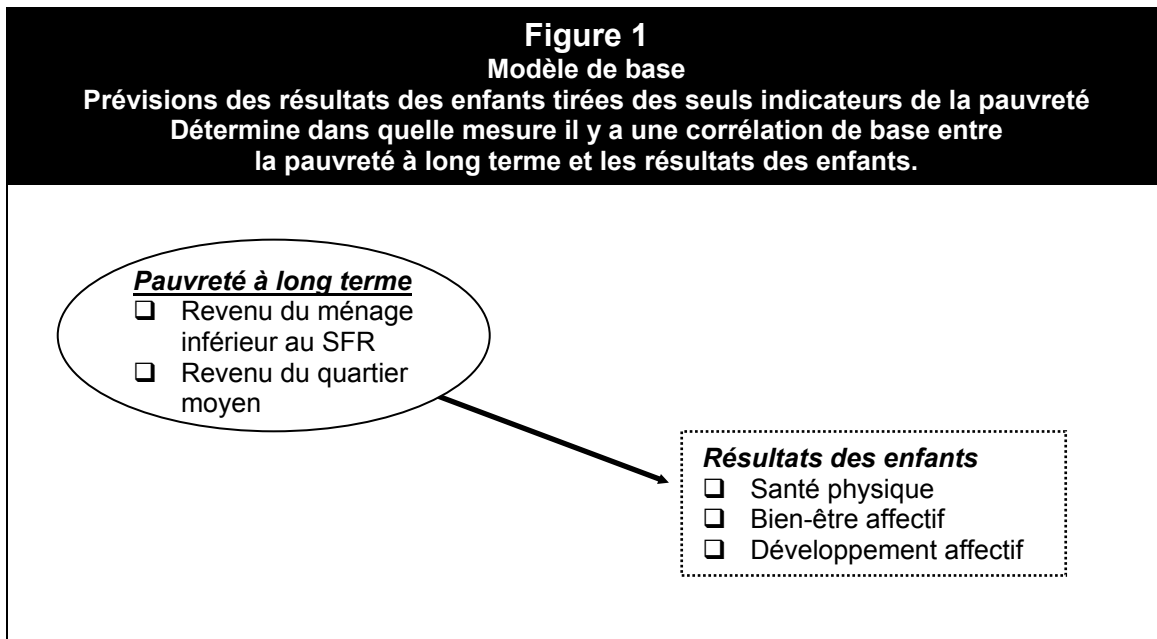
1. Introduction

1.1 Aperçu du rapport

Comme le présent rapport est complexe, il faut un plan pour s'y retrouver. Nous commençons par examiner la documentation sur la famille, la pauvreté et les résultats des enfants, en prêtant une attention toute spéciale à trois thèmes distincts qui sont propres aux résultats des enfants : l'incidence de la pauvreté à long terme, le modèle du stress familial et le rôle du capital social du quartier. Après avoir démontré l'importance de ces thèmes pour comprendre les résultats des enfants, nous proposons une série de modèles de prévision à utiliser avec des données provenant des trois premiers cycles de l'ELNEJ. Les analyses des résultats de la troisième vague de l'ELNEJ confirment des aspects du modèle du stress familial mais ne suffisent pas à tester les théories sur les effets modérateurs des caractéristiques du quartier, tout spécialement le capital social du quartier. D'autres analyses, cette fois-ci tirées d'un sous-ensemble d'enfants pour qui nous avons suffisamment de données sur le contexte du quartier, permettent d'avoir une vue d'ensemble du processus qui détermine les résultats des enfants.

1.2 La pauvreté, la pauvreté à long terme et le stress familial

Il existe un ensemble riche et souvent contradictoire de connaissances qui établissent un lien entre les résultats des enfants et l'exclusion sociale, la pauvreté de la famille et du quartier, la stabilité familiale et la structure familiale. La documentation des États-Unis est inextricablement liée aux questions touchant la race et l'ethnicité et renvoie essentiellement à des comparaisons entre des familles afro-américaines, hispaniques et blanches, mettant l'accent sur les taux d'illégitimité ou de dissolution des unions, l'incidence des familles monoparentales, la dépendance à l'égard de l'aide sociale, la sécurité du quartier et la délinquance juvénile (Duncan et Brooks-Gunn, 1997; McLloyd, 1998). Des constatations générales semblables ont été signalées en Grande-Bretagne (McCulloch et Joshi, 2001). Même si l'on a beaucoup débattu des résultats négatifs liés aux enfants nés hors des liens du mariage, et des conséquences du divorce chez les enfants (Amato et Keith, 1991), des arguments solides donnent à penser que c'est principalement l'adversité économique qui a des répercussions négatives sur le développement cognitif, comportemental, affectif et physique des enfants (Duncan et Brooks-Gunn, 1997; McLloyd, 1998; McCulloch et Joshi, 2001). Nous illustrons ce modèle de base, comme s'il s'appliquait à des enfants âgés de 4 à 15 ans, dans la figure 1. Le modèle de base a de toute évidence besoin d'éclaircissements : surtout en ce qui touche les processus sociaux qui influent entre la pauvreté et les résultats des enfants. Aux États-Unis, des preuves laissent croire que ces effets sont dus à l'impact de la pauvreté familiale sur le comportement des gardiens envers leurs enfants et, dans les ménages biparentaux, sur le comportement des gardiens l'un envers l'autre (Conger, Rueter et Conger, 2000).



De nombreux facteurs entraînent la pauvreté familiale, notamment le sous-emploi, le chômage et le soutien du revenu insuffisant par l'entremise de l'aide sociale gouvernementale. Certaines personnes ne peuvent gagner un salaire suffisant étant donné les éléments de leur potentiel humain et leurs possibilités d'emploi à l'échelle locale. D'autres ont peut-être été congédiées ou mises à pied en raison d'un ralentissement économique, d'autres encore peuvent être prises dans le « cercle vicieux de la pauvreté » où, en raison de mesures incitatives iniques, il est difficile d'obtenir les ressources requises pour cesser de toucher des prestations d'aide sociale. Certaines peuvent « hériter » de la pauvreté parce qu'elles sont nées dans un groupe social donné défini par la race, la classe et l'emplacement, et des familles constituent le groupe des « petits salariés » où un seul ou les deux parents travaillent au salaire minimum ou à peu près. Quelle que soit la source de la pauvreté familiale, selon le « modèle de stress familial » (Conger et coll., 2000), l'expérience de la pauvreté est l'un des facteurs les plus importants qui exerce de lourdes pressions sur les relations entre conjoints, entraînant des sentiments de dépression et augmentant le dysfonctionnement familial. Ces résultats intermédiaires augmentent le risque de dissolution des unions mais, qu'il y ait divorce ou non, ils ont des conséquences sur les résultats des enfants. Si les parents restent ensemble mais que la famille demeure dans la pauvreté, le « modèle de stress familial » prévoit que les parents continueront d'être en dépression et que la famille sera toujours dysfonctionnelle. Si la famille est dissoute, il y a plus de stress et les enfants ont plus tendance à être élevés par leur mère dans une famille monoparentale dont le revenu peut être même inférieur par rapport à ses besoins (Finnie, 1993; Dooley et coll., 1995). Les parents seuls peuvent trouver un autre partenaire mais, bien que cela augmente leurs chances de se libérer de la pauvreté, des preuves donnent à penser que les relations parents-enfants sont plus difficiles à gérer dans les familles reconstituées que dans les familles intactes (Daly et Wilson, 1988).

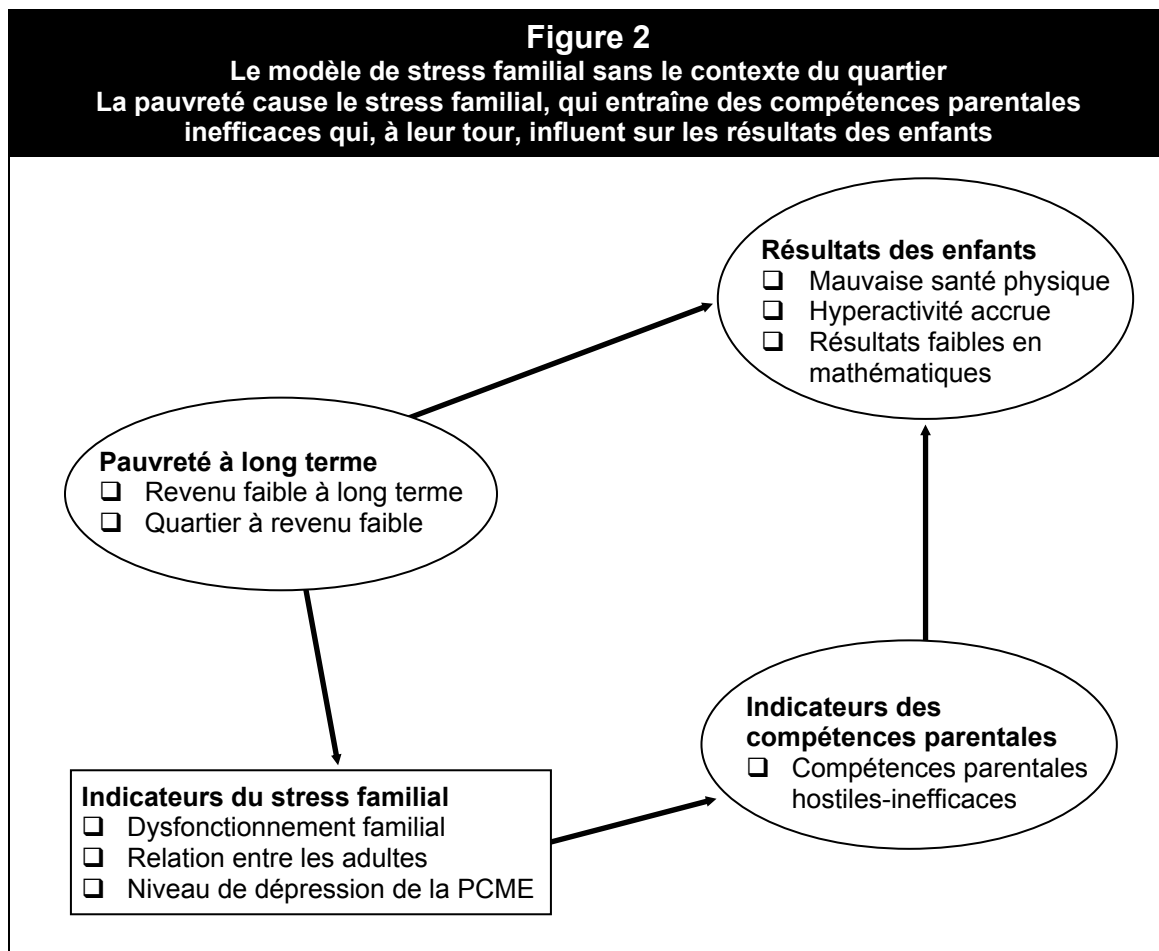
Même si de nombreuses recherches ont porté sur les conséquences du divorce sur les résultats des enfants dans les familles monoparentales ou reconstituées, Cherlin et coll. (1991) avancent que les symptômes du stress familial ont des conséquences à long terme sur les

enfants vivant dans une famille encore intacte. Ils ont recours à des données longitudinales pour démontrer que les mesures du dysfonctionnement familial et des conflits conjugaux prises avant le divorce lorsque les enfants avaient sept ans sont des prédicteurs statistiques des résultats négatifs des enfants à 11 ans dans quatre domaines : le rendement en lecture, le rendement en mathématiques, les problèmes de comportement perçus par les parents et les problèmes de comportement perçus par les enseignants. Le divorce des parents est lié à des problèmes de comportement chez les garçons âgés de 11 à 16 ans mais ces « effets » sont *réduits d'environ la moitié* après l'introduction de contrôles de plusieurs mesures antérieures au divorce, notamment la portée des conflits entre conjoints. Ils en concluent donc qu'une bonne partie de l'« effet » du divorce sur les enfants peut être prévue par les conditions qui existaient bien avant la séparation et qu'il faut prêter au moins autant d'attention aux processus qui surviennent dans des familles intactes et dysfonctionnelles qu'aux traumatismes dont souffrent les enfants après la séparation de leurs parents (1991, p. 1388).

1.3 Le modèle de stress familial

Selon le modèle de stress familial (Conger et coll., 2000), la pauvreté familiale présuppose un revenu faible, des pressions et des difficultés économiques engendrées par le manque d'argent (c.-à-d. ne pas pouvoir payer ses factures mensuelles). À mesure que les États providences sont devenus moins généreux au cours des années 90, les familles pauvres devaient de plus en plus chercher un revenu d'emploi et/ou augmenter leur niveau d'instruction, d'où un mélange complexe de travail et de responsabilités domestiques dans les familles comprenant des enfants. Selon ce modèle, cette situation entraîne une détresse émotionnelle (p. ex., la dépression) et le dysfonctionnement familial. Les familles en détresse sont la source de problèmes dans la relation entre adultes qui sont, à leur tour, liés aux compétences parentales moins efficaces - notion complexe qui comprend la surveillance insuffisante, le manque de contrôle sur le comportement des enfants, le manque de chaleur et de soutien, le manque de cohérence, des démonstrations d'agression ou d'hostilité par les parents ou les frères et sœurs plus âgés (Conger et coll., 1994; Conger et coll., 1997; McLeod et Shanahan, 1993). Les variables apparaissent donc de manière séquentielle dans le modèle, comme le montre la figure 2.

Les résultats des enfants en présence de niveaux de stress familial élevés et de formes de compétences parentales inefficaces comprennent un manque d'ajustement émotionnel, qui peut être extériorisé sous diverses formes d'agression ou intériorisé sous la forme de dépression ou de manque d'estime de soi. L'ajustement sain de l'enfant, pour sa part, devrait découler de la réussite et d'un comportement correspondant à la tâche demandée à l'école, de la persistance dans les tâches difficiles et de la jouissance de la vie quotidienne. Le modèle de stress familial est étayé de bonnes preuves provenant de psychologues et de sociologues respectés (Conger et coll., 1992; Conger et coll., 1993; Whitbeck et coll., 1997). Selon les constatations des recherches remontant aussi loin qu'à la dépression des années 30, les enfants sont protégés des conséquences négatives éventuelles de la pauvreté tant que la relation entre les gardiens adultes est favorable et stable (Komarovsky, 1940; Angell, 1965).



Le modèle de stress familial a principalement été appliqué aux mesures des résultats socio-affectifs et de la santé mentale mais il y a de bonnes raisons de croire que le stress produit chez les enfants par de mauvaises compétences parentales peut également entraîner des problèmes de santé physique (Wickrama et coll., 1997). La documentation sur les mesures des résultats socio-affectifs et de la santé mentale n'indique pas clairement le moment auquel l'impact des difficultés économiques des parents commence à être ressenti, puisque les études citées dans le présent document ont été réalisées auprès d'adolescents et de pré-adolescents. Malgré les résultats intéressants signalés par Guo et Harris (2000), aux États-Unis, il n'y a pas eu suffisamment de recherche sur la gravité des effets de la pauvreté à long terme.

1.4 Le rôle des quartiers et des collectivités

Le modèle de stress familial n'est pas tout à fait exhaustif et les psychologues reconnaissent que des variables extrafamiliales influent sur les résultats des enfants. Des sociologues tels que Wilson (1991) ont proposé que le fait de vivre dans un quartier pauvre entraîne des résultats indésirables chez les enfants en grande partie en raison de l'impact du lieu de résidence sur le comportement des parents. En outre, selon une hypothèse, certaines caractéristiques du quartier mènent à ce que Wilson appelle l'« isolement social » et à ce que d'autres ont appelé de

diverses manières, notamment l'« exclusion sociale », la « marginalisation » des établissements généraux d'enseignement, le manque d'« efficacité collective » ou la faible « cohérence sociale » (Sampson et coll., 1999). On a avancé que le rôle de la cohésion communautaire et du quartier était une forme de « capital social », qui améliore les résultats des enfants et des familles et qui peut atténuer les effets néfastes de la vie sous le seuil de la pauvreté dans les quartiers à revenu moyen faible (Coleman, 1988; Portes, 1998; Sampson et coll., 1999)¹. Les rôles de la pauvreté du quartier et du capital social du quartier sont examinés séparément ci-dessous.

1.4.1 La pauvreté du quartier

Une bonne partie de la documentation sur la pauvreté du quartier a trait à l'expérience américaine, où les quartiers sont souvent homogènes selon l'origine ethnique ou raciale et où beaucoup de pauvres sont presque exclusivement afro-américains ou hispaniques (voir, par exemple, Bianchi, 1999; Corcoran et coll., 2000; Ross et Mirowski, 2001). Il est probable que l'incidence des quartiers pauvres qui subissent une ségrégation selon la race, l'origine ethnique ou la classe sociale, soit plus faible au Canada que dans les quartiers pauvres de la Grande-Bretagne, de la France ou des États-Unis. Si tel est le cas, cette caractéristique pourrait être démontrée par la proportion correspondante plus petite de la variation des mesures des résultats entre les quartiers, comme le donnent à penser les résultats de l'analyse à niveaux multiples de l'ELNEJ du Canada réalisée par Boyle et Lipman (1998)². Néanmoins, il y a de bonnes raisons d'inclure les caractéristiques des quartiers et des ménages dans les modèles de prévision des résultats socio-affectifs, cognitifs et de la santé des enfants et des jeunes au Canada. Foster (2001) a analysé le cycle 1 de l'ELNEJ pour démontrer les effets du quartier sur l'agression indirecte des enfants, même si les effets de la famille sont plus évidents. Les variables de recensement qui sont liées aux résultats des enfants dans l'analyse de l'ELNEJ comprennent l'incidence des familles monoparentales dirigées par une femme et d'autres indicateurs de l'opulence du quartier, comme le taux de chômage local, le pourcentage des familles

¹ Ce domaine d'étude n'est pas sans attirer la controverse. D'une part, la mesure du « capital social » est souvent insuffisante. Sampson, Morenoff et Earls (1999) signalent qu'il est monnaie courante pour les chercheurs d'utiliser essentiellement des mesures au niveau individuel, dont la « famille monoparentale » et le « nombre de déménagements de la famille » comme indicateurs. De façon plus générale, Ginther et coll. (2000) avancent que le fait de poser les influences du quartier comme principe peut compliquer inutilement les explications puisque les coefficients de régression statistiquement significatifs de ces effets peuvent facilement découler du défaut de modéliser comme il se doit les déterminants des résultats des enfants au niveau individuel ou de la famille. Selon leur examen de la documentation, les effets des caractéristiques du quartier sont minimes, voire futiles, et il est difficile de les reproduire d'une étude à l'autre.

² Boyle et Lipman dressent un excellent aperçu de la documentation allant jusqu'à 1998 et concluent : « Environ 6 % des variations dans les comportements problèmes des enfants s'expliquent par des différences entre les voisinages. [...] Parmi les indicateurs du désavantage socio-économique, les prédicteurs les plus importants des comportements problèmes sur les enfants étaient les suivants : la situation de famille monoparentale, le statut socio-économique de la famille et la proportion de familles monoparentales dans le quartier. Ces variables et d'autres valeurs prédictives établies pour les familles et le voisinage (abstraction faite du sexe et de l'âge de l'enfant) ont expliqué 2,6 % à 3,7 % de la variance globale dans les comportements problèmes signalés » (Boyle et Lipman, 1998, p. 38). McCulloch et Joshi (2001) soulignent que, même si la connaissance du rôle des effets du quartier permet de comprendre que les déterminants sociaux des résultats des enfants sont plus que la somme des mesures aux niveaux individuel et familial, la taille des effets estimatifs des conditions du quartier est tellement plus petite que celle des effets estimatifs des conditions au niveau de la famille que les familles devraient toujours être considérées comme les principaux agents de promotion du développement positif des enfants.

vivant sous le seuil de faible revenu, le pourcentage des familles à revenu élevé et un indice du caractère défavorisé du quartier³ résumant les mesures précédentes (Kohen et coll., 1998; Boyle et Lipman, 1998; Foster, 2001).

Des chercheurs ont avancé que le comportement parental, tel que décrit dans le modèle de stress familial, pourrait influencer sur les effets de la privation économique du quartier sur les résultats des enfants (voir, par exemple, l'étude où Klebanov et coll., 1997, ont recours aux données du programme américain du développement et de la santé des nourrissons). Des effets modificateurs sont également possibles. Kupersmidt et coll. (1995) signalent une interaction significative entre la structure familiale et une mesure du caractère défavorisé du quartier dans la prévision du comportement agressif mais bien peu d'effets « potentiateurs » du genre ont été publiés. Boyle et Lipman (1998) n'ont pas réussi à trouver d'interactions significatives entre le SSÉ des familles et le caractère défavorisé du quartier, mais cela est peut-être attribuable au fait que le SSÉ des familles et la privation économique du quartier vont habituellement de pair, rendant ainsi difficile l'évaluation de ce genre d'interaction. Plus loin, nous conceptualisons et mesurons le « capital social du quartier » comme un élément distinct de la privation économique du quartier, ce qui peut améliorer les chances de déceler des interactions transversales entre les variables au niveau de la famille et du quartier pertinent.

1.4.2 Le capital social du quartier

Le « capital social » a été associé à la participation communautaire (Putnam, 1995, 2000), soit le taux élevé de membres d'une église et d'autres organismes bénévoles et parfois la fierté tirée d'un patrimoine linguistique ou ethnique commun (Jewell, 1988). Bon nombre de chercheurs ont souligné que « le capital social correspond, par définition, à des réseaux ainsi qu'à des normes, valeurs et convictions communes » (OCDE, 2001). Des sociologues ont tenté de mesurer des aspects importants de ce concept de plusieurs façons, notamment : le lien entre les quartiers et les caractéristiques de recensement; le recours à l'évaluation de l'utilité des voisins selon l'intervieweur et les répondants adultes (Sampson et Morenoff, 1997); la disponibilité de bons parcs, terrains de jeu et aires de jeu locaux; l'incidence de l'adhésion à des organismes bénévoles; la mesure dans laquelle les enfants participent à des activités collectives. Même si beaucoup de documents ont été publiés sur les répercussions du quartier, Sampson, Morenoff et Earls (1999) avancent que les mécanismes sociaux

³ Les secteurs de recensement ont été abondamment utilisés comme des approximations des quartiers, même si certains chercheurs ont commencé à utiliser les mesures de recensement pour de plus petites unités géographiques, comme le code régional (Ross et coll., 2001). Tel que mesuré grâce aux indicateurs de recensement, le « caractère défavorisé du quartier objectif » est en continuel mouvement. Par exemple, dans une étude, Ross et Mirowski (2001) le définissent comme la prévalence de la pauvreté dans le secteur de recensement plus la prévalence des ménages monoparentaux dirigés par une femme moins la prévalence de la propriété domiciliaire et la prévalence des résidents ayant fait des études collégiales. Dans une autre étude (Ross et coll., 2001), ils n'utilisent que les deux premiers indicateurs de la prévalence. Comme nous souhaitons traiter le caractère défavorisé du quartier comme un concept distinct du capital social du quartier, nous préférons une définition économique plus étroite du caractère défavorisé, laissant tomber d'autres mesures de recensement qui sont utilisées comme des indicateurs éventuels des dimensions autres que la dimension économique.

influant sur la pauvreté du quartier demeurent relativement inexplorés, tant de façon théorique qu'empirique⁴.

Nous soulignons une fois encore que le capital social du quartier se distingue en théorie de la privation économique du quartier, même s'il risque d'y avoir un certain chevauchement entre les indicateurs de ces concepts. L'usage répandu d'expressions telles que « pauvreté du quartier » ou « caractère défavorisé du quartier » (p. ex., Ross et coll., 2001) n'est pas utile ici puisque le désavantage économique des quartiers (souvent mesuré comme la proportion des familles vivant sous le seuil de la pauvreté) est souvent confondu avec leur désavantage social (souvent mesuré selon le pourcentage des familles monoparentales dirigées par une femme, même si nous préférierions d'autres indicateurs, comme des mesures de l'efficacité collective ou du soutien social). Si nous devons envisager le capital social du quartier comme un élément qui peut influencer sur les répercussions de la pauvreté à long terme, nous devons le concevoir et le mesurer comme un élément distinct du désavantage économique.

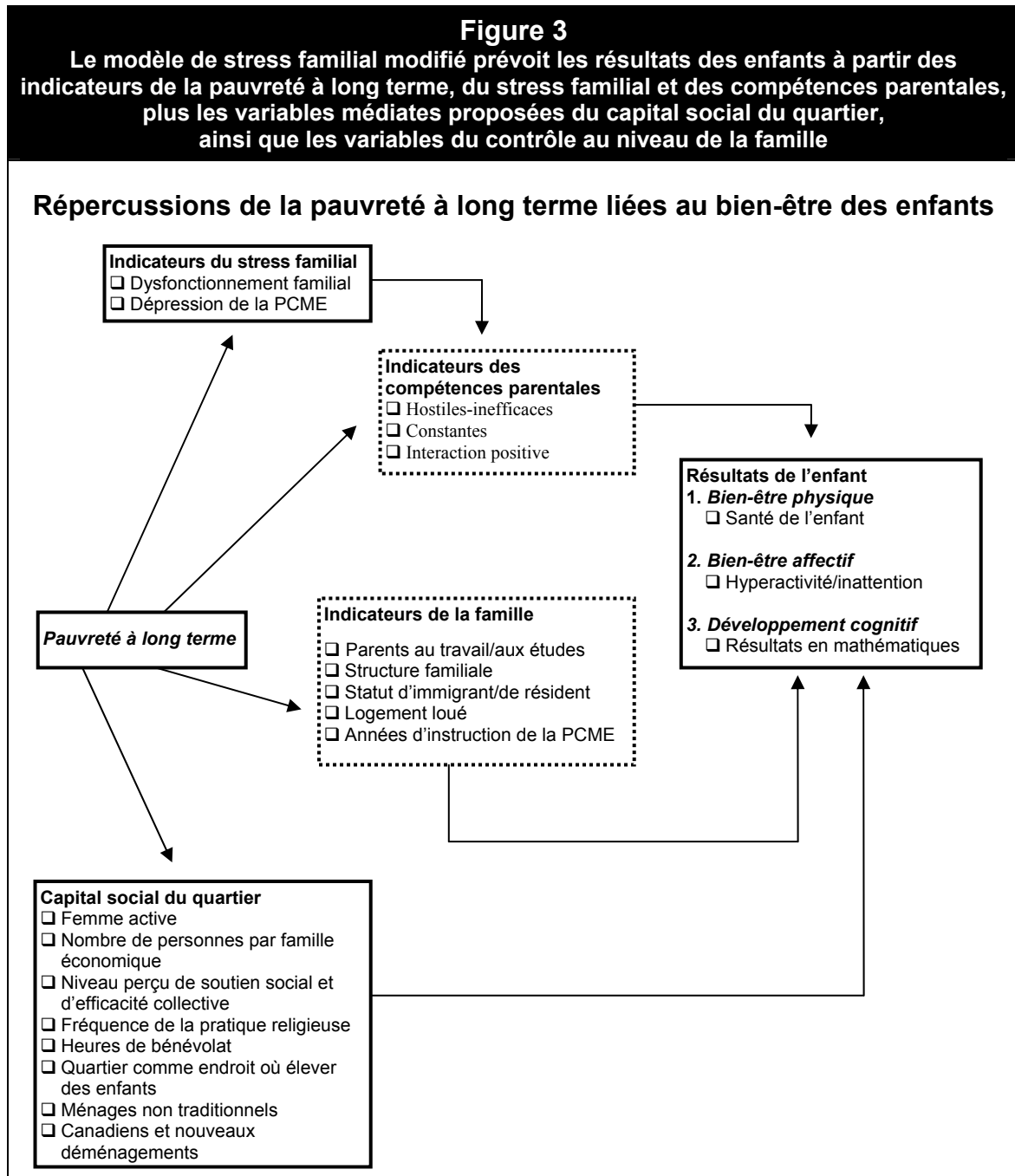
1.5 Un modèle de stress familial modifié : les compétences parentales et les résultats des enfants

La version originale du modèle de stress familial ne comprend pas les aspects des quartiers. Selon la version modifiée, illustrée à la figure 3, la famille, mais également la pauvreté du quartier, entraîne une détresse émotionnelle chez les parents et empire tout problème existant dans la relation entre conjoints. Ces problèmes relationnels devraient être observables à l'aide de mesures du dysfonctionnement familial et/ou de la dépression de l'un ou des deux partenaires adultes. Les problèmes des gardiens, à leur tour, entraînent des pratiques parentales inefficaces qui ont des effets mesurables sur les résultats cognitifs, la santé physique et le bien-être socio-affectif de l'enfant.

Dans la même veine que le livre d'Hilary Clinton, *It Takes a Village*, les quartiers dont le capital social est grand devraient être de meilleurs endroits où élever des enfants. Cela est dû au fait que : a) les attentes locales élevées de contrôle social informel et de soutien mutuel des enfants permettent de partager avec les voisins les tâches liées à la surveillance des enfants et à d'autres rôles parentaux; b) les parents sont interreliés en raison de leur participation aux activités communautaires, notamment le culte organisé et le soutien des écoles locales. L'absence de cohésion communautaire et de réseaux de soutien sociaux isole les familles, entraînant la réduction de la confiance entre les voisins et une diminution marquée des possibilités d'aide pratique au sujet de questions familiales, comme le soin des enfants ou des proches parents malades. Un capital social du quartier moins grand devrait également être lié à la mobilisation politique moins efficace et, par conséquent, à un moins grand nombre d'installations et de services locaux qui facilitent les compétences

⁴ Ils proposent trois dimensions de l'organisation sociale du quartier qui influent sur la vie des enfants : *la proximité intergénérationnelle* (les liens institutionnels entre les adultes et les enfants d'un quartier); *l'échange réciproque* (les échanges entre adultes sur des questions liées aux enfants); et *le contrôle social informel*, selon lequel on s'attend mutuellement à ce que les résidents d'un quartier puissent intervenir et interviennent au nom des enfants (se faisant l'écho de l'expression de Portes (1998) : l'attente d'action dans une collectivité).

parentales (p. ex., des centres communautaires, des services de garde, des parcs, des services de police et des services sociaux). Les familles qui vivent du stress causé par une perte d'emploi, la dissolution de l'union ou la pauvreté devraient subir moins de stress, moins de dysfonctionnement et moins de dépression si elles vivent dans un quartier où le capital social est plus grand. En l'absence de capital social du quartier, les parents très stressés peuvent interioriser la culpabilité et le blâme, ce qui entraîne de la surcharge, de l'épuisement, de la dépression, de la colère et le transfert aux enfants de la frustration qui s'ensuit.



1.6 Objectif de la recherche et principaux concepts

Notre objectif consiste donc à nous attacher à la manière dont les contextes des quartiers modifient les façons dont les résultats des enfants sont influencés par l'expérience de la pauvreté familiale, tout spécialement la pauvreté longitudinale. Cela chevauche souvent l'expérience de la vie au sein d'une forme de famille non conventionnelle, comme une famille monoparentale ou une famille reconstituée, et l'expérience d'avoir des parents qui ont un emploi rémunéré ou qui suivent des cours dans un collège ou une université. Toutefois, notre attention première est centrée sur l'impact de la pauvreté à long terme.

Les processus sociaux indirects par lesquels ces facteurs jouent un rôle comprennent le dysfonctionnement familial, la dépression parentale et des pratiques parentales inopportunes. Nous considérons que le capital social du quartier (qui se distingue du désavantage économique du quartier) peut modifier les effets de la pauvreté à long terme, peut-être en réduisant l'impact du dysfonctionnement familial et de la dépression parentale. Si un tel « effet modificateur » existe, nous prévoyons que la rigidité du lien entre la pauvreté à long terme et les résultats des enfants sera différente d'un quartier à l'autre, proposition qui peut être testée dans la formulation de « pentes aléatoires » d'un modèle à niveaux multiples (Snijders et Bosker, 1999).

Nous comprenons que la « pauvreté à long terme » est la mesure dans laquelle l'enfant a vécu dans une famille dont le revenu était inférieur au seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada⁵. Nous examinerons les répercussions de la pauvreté à long terme ainsi que du revenu moyen du quartier sur les indicateurs du dysfonctionnement familial et sur la dépression mesurée du principal gardien de l'enfant. Nous tâcherons également de prévoir les compétences parentales ainsi que la santé physique générale de l'enfant, son degré d'hyperactivité-inattention et son rendement à une épreuve mathématique. Nous prêterons une attention toute spéciale aux effets du contexte, pour déterminer si la pauvreté du ménage a la même influence si l'enfant se développe dans une collectivité ayant un capital social que dans une autre collectivité moins cohésive sur le plan social.

Nous pouvons difficilement réduire une activité aussi complexe que l'éducation des enfants à une simple formule qui décrit en détail des pratiques constituant de « bonnes pratiques parentales » ou de « mauvaises pratiques parentales ». La manière dont les parents traitent un enfant dépend de l'âge de l'enfant, de son sexe et de son tempérament, ainsi que de la présence de frères et sœurs plus jeunes ou plus vieux. Cela dit, l'on peut empiriquement démontrer que certains styles parentaux sont liés à de meilleurs ou de pires résultats des enfants et ceux-ci varient selon la famille, la culture et peut-être le quartier. Nous nous attachons aux relations parents-enfants positives qui ont tendance à

⁵ La pauvreté à long terme est la mesure dans laquelle un enfant a vécu dans une famille dont le revenu était inférieur au seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada. Le SFR est calculé pour être utilisé avec le revenu après impôt et avant impôt. Dans la présente étude, le revenu avant impôt sert à calculer la variable SFR qui peut découler d'un pourcentage légèrement plus élevé de pauvreté à long terme chez les enfants que si le revenu après impôt était utilisé pour calculer la variable SFR.

Le SFR est défini par Statistique Canada comme un niveau de revenu familial pour une taille de famille et une région géographique données. Ainsi, une famille d'une taille donnée pourrait avoir un revenu supérieur ou inférieur au SFR, selon qu'elle vit dans un endroit où le coût de la vie est inférieur ou supérieur.

être fortement axées sur l'âge, ainsi que sur les styles parentaux hostiles-agressifs qui, selon des recherches antérieures réalisées sur l'ELNEJ, sont liés à des résultats indésirables des enfants. Premièrement, nous souhaitons déterminer si la pauvreté a une incidence sur les styles parentaux et dans quelle mesure. En ce sens, les compétences parentales sont une variable intervenante ou médiate qui explique l'impact de la pauvreté sur le développement d'un enfant. Deuxièmement, nous voulons démontrer comment, et dans quelle mesure, des styles parentaux peuvent compenser les effets nuisibles de la pauvreté sur le développement d'un enfant. En ce sens, les compétences parentales sont une autre variable conditionnelle ou contextuelle qui pourrait réduire l'effet de la pauvreté sur le développement d'un enfant.

Nous adoptons une approche étroite pour définir le « désavantage économique du quartier », préférant utiliser des indicateurs de recensement du faible revenu, tout spécialement le revenu du ménage. Par conséquent, nous ne supposons pas que la présence de groupes de minorités visibles ou de nouveaux immigrants est un indicateur fiable de la pauvreté. Le manque de mobilisation et d'influence politiques peut faire en sorte qu'un quartier soit doté de moins de commodités (parcs, arènes, etc.) ou qu'il accepte un zonage indésirable et des établissements dépréciés, comme des maisons de transition. Cela peut être relié à la conceptualisation plus large du caractère défavorisé du quartier mais nous interprétons ce manque d'influence politique comme un symptôme du manque de capital social du quartier, que nous concevons en termes d'établissements sociaux, de réseaux sociaux et de valeurs sociales⁶.

En termes plus techniques, les mesures de la pauvreté longitudinale et les indicateurs du capital social communautaire sont les principales variables exogènes de notre modèle. Nous comptons trouver un certain chevauchement entre ces concepts distincts mais nous nous attendons également à pouvoir utiliser des contrôles statistiques pour identifier leurs effets distincts sur des variables exogènes. Nous ne croyons pas devoir établir des rapports de cause à effet particuliers entre ces variables exogènes, mais nous les percevons assurément comme le début d'un enchaînement causal où l'expérience de la pauvreté chronique et, dans une moindre mesure, temporaire donne des symptômes de dépression chez les parents, de dysfonctionnement familial et de conflit entre les conjoints. À leur tour, ces variables entraînent de mauvaises pratiques parentales, d'où des résultats socio-affectifs et comportementaux pires, une moins bonne santé physique et des preuves de difficultés cognitives découlant des risques élevés de problèmes d'apprentissage. Les effets du stress familial sur les résultats des enfants sont indirects et peut-être modifiés ou amoindris par le capital social du quartier.

Notre stratégie générale consiste à créer une série de modèles pour expliquer les résultats des enfants. À chaque étape, ces modèles de prévision ajoutent un nouvel ensemble de variables explicatives théoriquement pertinentes. Néanmoins, toutes ces variables comprennent des prédicteurs de base du sexe de l'enfant, de son âge et de son âge au carré, de son poids à la naissance, de l'âge de la mère (l'âge de la mère biologique lors de la naissance de l'enfant), du nombre total de frères et sœurs, du nombre de frères et sœurs plus âgés et de la date de l'enquête.

⁶ Pour certains chercheurs, l'incidence élevée des attestations d'études du quartier (la possession d'au moins un baccalauréat, par exemple) équivaut à un indicateur de « capital humain ». À nos yeux, le « capital social du quartier » est plus que cela, car il comprend les mécanismes de la cohésion sociale qui permettent aux voisins de s'entraider.

Le modèle 1 sert à prévoir les résultats des enfants uniquement à partir des seuils des indicateurs de la pauvreté (voir la figure 1 ci-dessus). Il établit dans quelle mesure il y a une corrélation de base entre la pauvreté à long terme et les résultats des enfants.

Le modèle 2 sert à prévoir les résultats des enfants à partir des indicateurs de la pauvreté et du stress familial.

Le modèle 3 sert à prévoir les résultats des enfants à partir des indicateurs de la pauvreté, du stress familial et des indicateurs des compétences parentales.

Le modèle 4 sert à prévoir les résultats des enfants à partir de tous les indicateurs ci-dessus, plus les indicateurs éventuels du capital social du quartier.

Le modèle 5 sert à prévoir les résultats des enfants à partir de tous les indicateurs susmentionnés, plus d'autres variables médiatees possibles qui sont d'autres prédictes aux niveaux de la famille et de l'enfant.

Si le modèle de stress familial est valide, la corrélation entre la pauvreté à long terme et les résultats des enfants figurant dans le modèle 1 devrait s'amoinrir graduellement, à mesure que des variables actives et médiatees sont statistiquement contrôlées dans les modèles 2 à 5. Si notre version modifiée du modèle de stress familial est valide, nous devrions pouvoir observer que, lorsque tous les autres facteurs sont constants, l'effet du faible revenu à long terme sur les résultats des enfants devient un « coefficient de régression partielle fuyant ». Si le rôle modificateur du capital social du quartier est celui que nous avons identifié dans notre hypothèse, une forme de « pentes aléatoires » du modèle à niveaux multiples devrait démontrer un écart statistiquement significatif par rapport aux quartiers selon le degré dans lequel les résultats des enfants dépendent de la pauvreté familiale.

2. *La méthodologie longitudinale*

La première vague de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) du Canada a eu lieu en 1994-1995 et des enquêtes de suivi ont été faites en 1996-1997 et en 1998-1999. Le présent rapport s'attarde uniquement aux principaux échantillons de l'ELNEJ et exclut l'échantillon « du nord » du Yukon et des T.N.-O.

L'ELNEJ est un échantillon longitudinal prospectif représentatif à l'échelle nationale d'enfants nouveau-nés jusqu'à l'âge de 11 ans au Canada. Un plan de sondage complexe a été élaboré par Statistique Canada pour déterminer les habitations dont les enfants admissibles pouvaient être inclus dans l'étude (Développement des ressources humaines Canada et Statistique Canada, 1997, p. 239). Les ménages comprenant des enfants de la tranche d'âge indiquée ont été sélectionnés à partir d'une base aréolaire. Une fois un ménage admissible choisi, des mesures ont été prises pour sélectionner au hasard un enfant cible de la tranche d'âge de 0 à 11 ans qui vivait la majeure partie du temps dans le ménage. Les autres enfants de la même famille économique que l'enfant cible, jusqu'à concurrence de quatre enfants de la tranche d'âge admissible par ménage, ont également été sélectionnés. Dans les cycles ultérieurs, le plan de recherche a été modifié de manière à inclure au plus deux enfants par ménage.

L'échantillon final de l'ELNEJ pour le cycle 1 comprend 13 439 ménages et 22 831 enfants, avec un taux de réponse de 86,3%. Le « fichier partagé » du cycle 1 (mis à la disposition des chercheurs) comprend 21 455 enfants sur les 22 831 (94 %) inclus dans le « fichier principal ». De même, les « fichiers partagés » des deuxième et troisième cycles comprennent respectivement 19 215 et 30 821 enfants. Chacune des vagues comprend : a) les enfants suivis depuis le cycle 1; b) de nouveaux « enfants longitudinaux » âgés entre 0 et 2 ans; c) les « enfants longitudinaux » substitués qui compensent pour ceux qui ont été perdus en raison de la perte d'effectifs de l'échantillon longitudinal⁷; d) les « enfants transversaux » dont la présence permet à chaque vague de l'échantillon d'être représentative de la population des enfants au Canada à ce moment⁸. Les variables de recensement ont été annexées aux fichiers de l'ELNEJ pour mesurer les quartiers des enfants; or, il y a eu un certain retard dans l'attribution des enfants aux secteurs de dénombrement ou aux secteurs de recensement de 1991. Voilà pourquoi Statistique Canada a présenté une nouvelle attribution (fondée sur les codes postaux) pour les secteurs de dénombrement ou

⁷ Il n'est pas clair si de tels « enfants longitudinaux » ont été inclus dans l'échantillon.

⁸ L'*Aperçu du matériel d'enquête pour la collecte des données de 1996-1997, Cycle 2* (overe.pdf) contient les renseignements suivants : « Suite à des contraintes budgétaires, il a fallu prendre un certain nombre de mesures restrictives, y compris la diminution de l'échantillon. Il a été décidé d'enlever de l'échantillon tous les enfants provenant des ménages de la composante intégrée du premier cycle (qui participaient à l'ENSP), soit un total de 3 884 enfants. De plus, on a retenu un maximum de deux enfants par famille économique plutôt que quatre comme c'était le cas au premier cycle, ce qui a réduit l'échantillon de 1 908 enfants. Finalement, 136 enfants ont également été enlevés de l'échantillon à cause de la complexité qu'ils apportaient à la pondération. En tout, l'échantillon a donc été coupé de 5 928 enfants et ramené à 16 903 » (1997, p. 6). il semble qu'il s'agit des enfants longitudinaux du cycle 2. Pour chaque cycle ultérieur au cycle 1, l'ELNEJ est mise à jour selon les groupes d'âge qui ne sont plus couverts dans l'échantillon longitudinal. Pour le cycle 2, l'échantillon supplémentaire est de 4 000 enfants, soit environ 2 000 de 0 à 11 mois et le même nombre d'enfants âgés de 12 à 23 mois. Ces chiffres sont tirés de deux sources : « ... les ménages existants de l'échantillon longitudinal de l'ELNEJ dans lesquels les enfants étaient nés depuis la collecte du premier cycle et un échantillon de nouveaux ménages ayant des enfants de 0 à 1 an... » (ibid).

les secteurs de recensement de 1996 (Hunter, 2001). Même si tous les enfants ne sont pas affectés à un seul secteur de dénombrement au cours de chaque cycle de l'enquête de suivi, la situation s'est beaucoup améliorée.

Pendant le premier cycle, il y a eu un regroupement significatif des enfants des ménages : a) les enfants qui étaient les seuls à faire partie de l'échantillon de leur ménage; b) les enfants qui étaient l'un des deux enfants faisant partie de l'échantillon de leur ménage; c) les enfants qui étaient l'un des trois enfants faisant partie de l'échantillon de leur ménage; d) les enfants qui étaient l'un des quatre enfants faisant partie de l'échantillon de leur ménage.

Au cours du troisième cycle, la taille de l'échantillon a augmenté, surtout grâce à l'ajout d'enfants très jeunes. Au cours de cette vague, 14 922 enfants étaient les seuls enfants de l'échantillon de leur ménage, 11 572 enfants étaient l'un des deux enfants de l'échantillon de leur ménage, 4 638 enfants étaient l'un des trois enfants de l'échantillon de leur ménage, 776 étaient l'un des quatre enfants de l'échantillon de leur ménage et 55 étaient l'un des cinq enfants de l'échantillon de leur ménage (le nombre total d'enfants dans le fichier public était de 31 963). Le plus grand nombre de jeunes enfants de l'échantillon au cours du troisième cycle n'est pas directement pertinent pour notre étude puisque nous nous concentrons sur les résultats des enfants de plus de quatre ans au cours du troisième cycle. Cependant, nous utilisons l'évaluation de leur quartier qui est faite par la mère, même pour les enfants très jeunes au cours des premier et troisième cycles. La plus grande taille de l'échantillon des personnes qui connaissent le mieux l'enfant (habituellement la mère de l'enfant) rend nos mesures des contextes et des quartiers plus fiables.

La structure en trois vagues des données de l'ELNEJ est une ressource solide pour évaluer les idées théoriques décrites ci-dessus. La méthodologie longitudinale comporte des coûts et des avantages. Outre des dépenses considérables occasionnées par la collecte des données, les principaux coûts sont la perte d'effectifs de l'échantillon : la perte de répondants qui ne collaborent plus avec les chercheurs. Des pertes importantes d'effectifs de l'échantillon minent la confiance en généralisant les résultats de l'étude pour l'ensemble de la population⁹. Les principaux avantages de la méthodologie longitudinale sont la mesure contemporaine de nombreuses variables¹⁰ et, accessoirement, la capacité d'établir une distinction entre les répondants qui ont connu des situations telles qu'une maladie chronique, la pauvreté « longitudinale » ou « chronique » ou la vie dans une famille monoparentale par rapport à ceux qui sont sortis de périodes de défavorisation transitoire (Hill et Jenkins, 1999).

Comme les renseignements sur les compétences parentales sont recueillis pour les enfants âgés de 2 à 11 ans, nous avons un historique comprenant au plus trois cycles de renseignements sur les compétences parentales pour tous les enfants âgés de 6 à 15 ans lors de la collecte des données du troisième cycle. De même, nous avons un historique sur trois cycles du revenu du ménage et de la pauvreté de ces enfants, de même que des données de recensement sur les quartiers antérieurs.

⁹ Sur les 21 455 enfants âgés de 0 à 11 ans dans le fichier partagé du premier cycle, 15 006 ont fait partie du suivi au cours des cycles 2 et 3.

¹⁰ Selon les proposants de la mesure contemporaine, les réponses à des questions rétrospectives font l'objet de biais et d'omissions (« télescopage », « fausse mémoire », etc.) et seule la collecte des données au moyen d'enquêtes longitudinales (ou de dossiers administratifs exacts) peut éliminer ces biais.

Les principales variables explicatives de nos modèles de prévision des résultats des enfants comprennent : l'historique de la pauvreté; l'historique du dysfonctionnement familial et de la dépression de la « personne qui connaît le mieux l'enfant » (PCME) (les moyennes de ces variables sont tirées des cycles 1 et 2); et les moyennes des styles parentaux antérieurs (les moyennes de ces variables proviennent des cycles 1 et 2). Nous pouvons uniquement modéliser les résultats des enfants longitudinaux âgés de 4 ans et plus au cours du troisième cycle.

2.1 L'exposition à long terme des enfants au faible revenu

Chaque enfant de chaque cycle de l'ELNEJ se caractérise par le revenu de sa famille économique actuelle exprimé en proportion du seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada. Le SFR n'est pas un seuil de pauvreté officiel mais la plupart des enfants s'en tireraient mieux si le revenu de leur famille dépassait le SFR. Il est certain qu'une grande proportion d'enfants qui « vivent dans la pauvreté » (quelle que soit la manière de définir cette expression) vivent dans une famille économique dont le revenu est inférieur au SFR. Au cours des cycles 1 et 2, environ 27 % des enfants âgés de 0 à 3 ans faisaient partie d'une famille dont le revenu était inférieur au SFR. Parmi les enfants âgés de 8 à 11 ans, les chiffres étaient inférieurs, soit environ 20 % pour les garçons et les filles lors des cycles 1, 2 et 3. Il s'agit d'instantanés transversaux qui nous en disent peu sur le « roulement » entre le fait d'avoir un revenu supérieur ou inférieur au SFR ou sur le pourcentage des enfants qui demeurent sous le SFR pendant des périodes prolongées.

Notre mesure du faible revenu à long terme est un simple dénombrement au cours des trois vagues de l'enquête du nombre de fois où un enfant a vécu sous le SFR de la famille. Les enfants pour qui on n'a jamais observé que la famille vivait sous le SFR obtiennent 0, ceux qui vivaient sous le SFR au cours d'une vague de suivi obtiennent 1 et ainsi de suite, jusqu'à ceux qui vivaient sous le SFR pendant toutes les vagues et qui obtiennent 3. Le tableau 1 est fondé sur les enfants longitudinaux âgés de 4 à 15 ans.

Tableau 1	
Expérience de la pauvreté à long terme chez les enfants longitudinaux de l'ELNEJ	
Expérience répétée de faible revenu	12 %
Expérience prédominante de faible revenu	9 %
Exposition au faible revenu	23 %
Aucune expérience de faible revenu	57 %

Les données sont pondérées par le poids longitudinal.

Comme le démontre ce tableau, 12 % des enfants longitudinaux avaient un faible revenu à long terme et, par conséquent, étaient désavantagés sur le plan économique, alors que 43 % avaient connu au moins un faible revenu de façon transitoire à un moment donné pendant la période de suivi. Cela s'applique uniquement aux enfants pour lesquels nous avons des données sur le revenu familial au cours de chacune des vagues de l'enquête. Si la perte d'effectifs de l'échantillon de suivi est plus grande chez les répondants désavantagés sur le plan économique, l'incidence du faible revenu à long terme est sous-estimée dans ces chiffres.

Cette classification de la pauvreté à long terme peut être représentée dans un tableau par type de famille au cours d'une vague donnée de l'ELNEJ. Le tableau 2 montre l'incidence variable de la pauvreté sur les familles intactes, les familles reconstituées et les familles monoparentales jusqu'au cycle 3. Ces résultats confirment les constatations de Finnie (1993) et Dooley et coll. (1995) ayant trait à l'incidence plus élevée du faible revenu à long terme dans les familles monoparentales. Même si certains ont décrit le remariage ou, du moins, la vie avec un nouveau conjoint de fait comme une stratégie que les chefs des familles monoparentales peuvent utiliser pour échapper à la pauvreté, ce tableau démontre que l'incidence de la pauvreté à long terme est plus grande dans les familles reconstituées que dans les familles intactes, même si elle est inférieure à celle que subissent les chefs des familles monoparentales.

Tableau 2			
Pauvreté à long terme par type de famille chez les enfants longitudinaux âgés de 4 à 15 ans lors du cycle 3			
	Intacte	Reconstituée	Mono-parentale
Pauvreté à long terme, cycles 1 à 3			
Expérience répétée de faible revenu	6 %	11 %	36 %
Expérience prédominante de faible revenu	6 %	15 %	12 %
Exposition au faible revenu	22 %	27 %	24 %
Aucune expérience de faible revenu	66 %	47 %	27 %
Totaux	100 %	100 %	100 %

Les données sont pondérées par poids longitudinal.

Nous utilisons la mesure au niveau de la famille de l'exposition de l'enfant au faible revenu en combinaison avec un indice du revenu moyen du quartier (le revenu moyen du ménage, en 1995, dans des ménages composés d'au moins deux personnes pour le secteur de dénombrement (SD) où l'enfant vivait lors de la vague pertinente de l'ELNEJ). Prises ensemble, ces deux mesures représentent l'environnement économique du stress familial, des styles parentaux et des résultats des enfants.

3. Les variables employées dans l'analyse

3.1 Les variables dépendantes

Notre analyse repose sur trois mesures du stress familial, quatre variables des compétences parentales et trois résultats des enfants comprenant : une échelle à deux éléments résumant l'évaluation par les parents de la santé physique de l'enfant, une échelle à huit éléments résumant l'évaluation par les parents de l'hyperactivité-inattention de l'enfant et les résultats à une épreuve mathématique comme indicateur du développement cognitif. Nous considérons que toutes ces variables sont dépendantes à l'égard de la pauvreté à long terme. Pour nous, les mesures du stress familial ont une incidence sur la pauvreté et les compétences parentales ou les résultats des enfants : c'est-à-dire que notre modèle tient compte du stress familial à la fois comme un élément causé (par la pauvreté, etc.) *et* causal (qui entraîne des styles parentaux moins efficaces et de moins bons résultats des enfants). De la même manière, les mesures du style parental sont à la fois causées (par la pauvreté et par le stress familial) *et* en sont la cause (entraînant des résultats moins désirables chez les enfants) *et*, par conséquent, les mesures du style parental sont également des variables médiatrices.

3.1.1 Le stress familial

Le stress familial est indiqué au moyen des trois mesures suivantes : a) le dysfonctionnement familial¹¹; b) la relation entre la PCME et son partenaire (le cas échéant); c) le score de la dépression de la PCME (habituellement la mère).

- a) Le dysfonctionnement familial : Nous le considérons comme un indicateur de stress familial. Il s'agit d'une échelle de Likert à questions multiples dont les scores peuvent varier de 0 à 36 et le coefficient alpha de Cronbach est de 0,88. Un score élevé indique un dysfonctionnement familial.
- b) La relation entre la PCME et son partenaire (le cas échéant) : C'est la réponse de la PCME à une seule question : « Dans l'ensemble, quel est votre degré de satisfaction ou d'insatisfaction à l'égard de votre mariage ou de votre relation avec votre partenaire? » Cette question ne s'applique pas aux familles monoparentales.
- c) Le score de la dépression de la PCME : Cette échelle d'évaluation est une version abrégée de l'échelle d'évaluation de la dépression largement utilisée (CES-D). Même si elle ne remplace pas un diagnostic psychiatrique, elle vise à recueillir de l'information sur la santé mentale des répondants, en mettant tout spécialement l'accent sur les symptômes de dépression, que nous considérons être un autre indice de stress familial. Il s'agit d'une échelle de Likert à 12 éléments dont les scores peuvent varier de 0 à 36 et le coefficient alpha de Cronbach est de 0,82.

¹¹ Fondé sur des éléments qui catégorisent une famille comme étant dysfonctionnelle lorsque ses membres éprouvent des difficultés dans des domaines tels que la résolution de problèmes, la communication, le contrôle de comportements antisociaux, les démonstrations d'affection et la réception de démonstrations d'affection.

3.1.2 Les mesures du style parental

Nous avons analysé quatre mesures du style parental obtenues dans l'ELNEJ. Chaque mesure a été obtenue de la PCME séparément pour chacun des enfants de l'échantillon du ménage. Ainsi, lorsqu'un ménage comportait au moins deux enfants de l'enquête, la PCME devait répondre au même ensemble de questions pour chacun, en indiquant comment elle prenait soin de chaque enfant. Par conséquent, les compétences parentales sont conçues comme un élément qui peut varier selon l'âge de l'enfant, son sexe, son tempérament, etc., selon l'âge, le sexe et le niveau d'instruction de la PCME et selon les caractéristiques entre les familles ou les quartiers, comme la pauvreté et le capital social. Le style parental est mesuré à l'aide des trois indicateurs suivants : a) les interactions parentales hostiles-inefficaces; b) les interactions parentales positives; c) un style parental constant; d) les interactions parentales répressives-aversives.

- a) Interactions parentales hostiles-inefficaces¹² : Indicateur fondé sur les réponses de la PCME aux questions ayant trait à la fréquence avec laquelle les parents disent aux enfants qu'ils sont méchants ou qu'ils ne sont pas aussi bons que les autres, se fâchent lorsqu'ils punissent leurs enfants, etc. Cette échelle de Likert à 7 questions est disponible pour les enfants âgés de 2 à 11 ans, les scores possibles vont de 0 à 25 et le coefficient alpha de Cronbach est de 0,71.
- b) Interactions parentales positives¹³ : Indicateur fondé sur les questions auxquelles la PCME a répondu pour les enfants âgés de 2 à 11 ans. Cette échelle de Likert à 5 questions comporte des scores possibles allant de 0 à 20 et un coefficient alpha de Cronbach de 0,81.
- c) Compétences parentales constantes¹⁴ : Indicateur fondé sur les questions auxquelles la PCME a répondu pour les enfants âgés de 2 à 11 ans. Cette échelle de Likert à 5 questions comprend des scores possibles allant de 0 à 20 et un coefficient alpha de Cronbach de 0,66.
- d) Interactions parentales répressives-aversives : Indicateur fondé sur les questions auxquelles la PCME a répondu pour les enfants âgés de 2 à 11 ans. Cette échelle de Likert à 4 questions comprend des scores allant de 0 à 19 et un coefficient alpha de Cronbach de 0,57.

¹² Les éléments de la PCME pour le style parental hostile-inefficace sont : APRCQ04 À quelle fréquence vous arrive-t-il d'être contrarié par une parole ou un geste que l'enfant n'est pas censé/e dire ou faire? APRCQ08 Lorsque vous parlez à l'enfant de son comportement, dans quelle proportion du temps le/la félicitez-vous? APRCQ09 Lorsque vous parlez à l'enfant de sa conduite, dans quelle proportion du temps le/la désapprouvez-vous? APRCQ13 À quelle fréquence vous mettez-vous en colère lorsque vous punissez l'enfant? APRCQ14 À quelle fréquence croyez-vous que le genre de punition que vous lui donnez dépend de votre humeur? APRCQ15 À quelle fréquence croyez-vous avoir de la difficulté avec lui/elle en général? APRCQ18 À quelle fréquence devez-vous le/la punir à maintes reprises pour la même chose?

¹³ Fondé sur les éléments ayant trait à la fréquence avec laquelle les parents jouent avec les enfants, font du sport, des loisirs et/ou des jeux ensemble).

¹⁴ Fondé sur les éléments ayant trait à la proportion du temps que le parent prend pour s'assurer que l'enfant suit une directive ou un ordre, met à exécution une punition après avoir été averti, etc.

3.1.3 Les résultats des enfants

Nous nous attachons à trois résultats des enfants : a) une échelle à deux questions résumant l'évaluation par le parent de la santé physique de l'enfant; b) une échelle à huit questions (coefficient alpha de Cronbach = 0,84) résumant l'évaluation par le parent de l'hyperactivité-inattention de l'enfant; c) les résultats à une épreuve mathématique comme indicateur du développement cognitif.

- a) Santé physique de l'enfant : Il existe beaucoup d'études sur les effets du contexte social et du caractère défavorisé du quartier sur la santé physique (Ross et Mirowski, 2001). Une bonne partie des recherches publiées comprend des échelles à une seule ou à deux questions pour mesurer la santé perçue. Nous souhaitions utiliser l'indice de l'utilité de la santé, qui est un instrument plus complexe, mais parce qu'il n'était pas disponible pour les enfants plus vieux du troisième cycle, nous avons utilisé l'évaluation par la PCME de la santé générale de l'enfant. Notre mesure est fondée sur l'ajout des réponses à deux jugements globaux sur la santé de l'enfant. Le premier : « En général, comment décririez-vous l'état de santé de votre enfant : (1) excellent? (2) très bon? (3) bon? (4) passable? (5) mauvais? Le second est : « Au cours des derniers mois, est-ce qu'il/elle a été en bonne santé? (1) presque tout le temps (2) souvent (3) à peu près la moitié du temps (4) parfois (5) presque jamais. Les deux questions sont en corrélation à 0,44 et forment une échelle globale dont le score minimal est de 2, ce qui représente une excellente santé, et le score maximal de 10, indiquant un mauvais état de santé.
- b) Hyperactivité/inattention de l'enfant : L'ELNEJ comprend plusieurs mesures des résultats affectifs des enfants, généralement liés à la santé mentale et aux problèmes de comportement. Nous avons choisi de nous concentrer sur la mesure de l'hyperactivité/inattention parce que les enfants hyperactifs, et ceux dont la durée d'attention est courte, risquent d'avoir un désavantage dans le système d'éducation¹⁵. Aux niveaux élevés, l'hyperactivité devient ce qu'on appelle l'hyperactivité avec déficit de l'attention et peut nécessiter un traitement médical. L'ELNEJ mesure l'hyperactivité/inattention des enfants âgés de 4 à 11 ans selon les réponses de la PCME aux questions cherchant à savoir si l'enfant était souvent incapable de s'asseoir sans bouger, s'il était facilement distrait ou agité, s'il éprouvait de la difficulté à poursuivre une activité ou à se concentrer, s'il bougeait, s'il agissait de façon impulsive ou s'il ne pouvait pas attendre son tour pendant des jeux ou des activités en groupe. C'est une échelle de Likert à 8 questions dont les scores possibles vont de 0 à 16 et le coefficient alpha de Cronbach est de 0,84.
- c) Le meilleur indicateur du développement cognitif des enfants plus âgés dans l'ELNEJ est le résultat aux épreuves mathématiques. Les évaluations de la lecture ne sont disponibles que pour les jeunes enfants. Le test est une version abrégée de

¹⁵ Selon l'analyse de la régression composée de données provenant des fichiers à usage public de l'ELNEJ, l'hyperactivité-inattention réduit les résultats aux épreuves mathématiques, même après le contrôle des fonctions linéaires et quadratiques de l'âge.

l'épreuve d'opérations mathématiques, Mathematics Computation Test des Canadian Achievement Tests normalisés, deuxième édition (CAT/2)¹⁶.

3.2 Les variables explicatives

Les résultats des enfants découlent des caractéristiques des enfants eux-mêmes, de leur environnement familial (c.-à-d. les styles parentaux et le revenu du ménage) et du contexte social plus large. Une image globale du contexte social des compétences parentales doit inclure le capital social des quartiers (indiqué par la cohésion sociale, le soutien social, l'absence de problèmes sociaux, le niveau de prospérité économique locale, la qualité des logements et le niveau des services fournis par les paliers de gouvernements municipal, provincial et fédéral). Aux fins de l'analyse des données, nous regroupons nos variables explicatives comme suit : a) les indicateurs de la pauvreté; b) les indicateurs du stress familial; c) les indicateurs des compétences parentales; d) les indicateurs du quartier; e) les indicateurs de la famille; f) les prédicteurs fondamentaux, comme le sexe de l'enfant, son âge, son poids à la naissance et l'âge de la mère. Toutefois, pour les insérer, nous les organisons selon le niveau d'analyse (les mesures au niveau de l'enfant, les mesures au niveau de la famille et les mesures au niveau du quartier).

3.2.1 Les variables explicatives au niveau de l'enfant

Nous incluons les six variables explicatives suivantes au niveau de l'enfant dans nos analyses : a) l'expérience de la pauvreté; b) le poids de l'enfant à la naissance; c) l'âge de la mère; d) l'âge de l'enfant; e) le sexe de l'enfant; f) le statut d'enfant du conjoint.

- a) Historique de la pauvreté vécue par l'enfant. Tel que susmentionné, nous avons constitué une mesure comprenant quatre niveaux, un score de 0 indiquant que l'enfant n'a jamais vécu dans une famille dont le revenu était inférieur au SFR pendant l'une des trois vagues de l'ELNEJ, un score de 1 indiquant qu'on a constaté que le revenu de sa famille était inférieur au SFR à une occasion, jusqu'au score maximal de 3 indiquant que le revenu était inférieur au SFR au cours des trois vagues, y compris le cycle 3.
- b) Le poids de l'enfant à la naissance est un indicateur de son état de santé à un stade précoce. Il est mesuré à l'aide d'une question posée au cycle 3 de l'ELNEJ.
- c) L'« âge de la mère » est l'âge de la mère biologique de l'enfant lorsque ce dernier est né. Les valeurs plus petites de l'âge de la mère indiquent que l'enfant est né d'une mère plus jeune et ayant moins d'expérience. Il existe beaucoup de documentation sur les déficits des enfants liés au fait que leur mère était jeune (p. ex., Guo et Harris, 2000).

¹⁶ Un résultat brut a été calculé par l'addition du nombre de bonnes réponses au test. Les résultats standards ont été établis pour un échantillon d'enfants canadiens des dix provinces, appelé échantillon de norme. Les enfants de cet échantillon en 2^e et 3^e années (c.-à-d. qui ont fait le test du niveau 2) ont obtenu des résultats standards allant de 200 à 400 (environ) selon le nombre de bonnes réponses au test (c.-à-d. le résultat brut), les enfants de 4^e et 5^e années (c.-à-d. qui avaient fait le test de niveau 4), des résultats standards allant de 264 à 550, et les enfants de 6^e et 7^e années (c.-à-d. qui avaient fait le test de niveau 6), des résultats allant de 314 à 624. Par conséquent, un résultat continu a été essentiellement attribué aux enfants à l'aide d'un équivalent qui devrait augmenter au fil du temps, à mesure que l'enfant progresse à l'école. Il a été difficile de donner ce test au cours des deux premiers cycles de l'ELNEJ.

- d) L'âge de l'enfant est théoriquement important comme indicateur du processus de développement social. Les analyses statistiques utilisent des fonctions linéaires et quadratiques pour saisir la possibilité d'établir des relations curvilinéaires simples avec les mesures des résultats.
- e) Le sexe de l'enfant est considéré être féminin (la catégorie de référence étant masculin).
- f) Si l'enfant est celui du conjoint ou un enfant biologique. Cela est différent de l'enfant qui vit dans une famille reconstituée, puisque ce genre de famille peut comprendre des enfants biologiques des partenaires adultes. Pendant le premier cycle de l'ELNEJ, 4,6 % des enfants étaient des enfants du conjoint et 8,6 % vivaient dans une famille reconstituée.

3.2.2 Les valeurs explicatives des compétences parentales et propres à la PCME :

- a) Dysfonctionnement familial (voir ci-dessus). Selon notre modèle de stress modifié, cette valeur devrait influencer sur l'expérience de la pauvreté de la famille et les résultats des enfants. Voilà pourquoi elle peut figurer dans l'analyse de certaines données comme variable dépendante (causée par la pauvreté à long terme et des indicateurs d'autres stressseurs éventuels) et dans d'autres analyses de données comme variable indépendante (considérée être la cause possible des styles parentaux et des résultats des enfants).
- b) Score de la dépression de la PCME (voir ci-dessus). Une fois encore, cette valeur devrait avoir une incidence sur l'expérience de la pauvreté et les résultats des enfants et, pour cette raison, elle peut figurer comme variable dépendante ou indépendante dans divers tableaux statistiques.
- c) Compétences parentales hostiles-inefficaces (voir ci-dessus). Selon les rapports antérieurs fondés sur l'ELNEJ, ce style parental est lié à des résultats non souhaitables des enfants. Notre modèle considère encore cet élément comme une variable médiatrice, cette fois parce qu'elle dépend des indicateurs de la pauvreté et des mesures du stress familial.
- d) Interactions parents-enfants positives (voir ci-dessus), comme indicateur des pratiques parentales souhaitables.
- e) Compétences parentales constantes (voir ci-dessus), une fois encore comme indicateur des pratiques parentales souhaitables.
- f) Compétences parentales répressives-aversives (voir ci-dessus), une fois encore, cette variable est considérée comme étant possiblement une variable médiatrice qui dépend de la pauvreté et des mesures du stress familial et qui peut, à son tour, avoir une incidence sur les résultats des enfants.

- g) Années d’instruction de la PCME. Cette variable représente les années d’études et reflète en partie des valeurs de l’origine sociale et de la classe moyenne ayant trait aux compétences parentales.
- h) Fréquence de la pratique religieuse par la PCME. Cette variable explicative couvre des aspects des compétences parentales mais est aussi un indicateur du capital social qui représente les liens communautaires et le réseau de soutien possible.

3.2.3 Les variables explicatives au niveau de la famille

Ces mesures définissent le statut du ménage actuel de l’enfant relativement au statut de famille monoparentale et de famille reconstituée et détermine si la PCME et son partenaire, le cas échéant, travaillent ou suivent des cours à l’extérieur du foyer. La taille de la famille et le rang de naissance sont également mesurés. Tous ces indicateurs sont « temporalisés », en ce sens que leur valeur peut changer d’un cycle à l’autre.

- a) Sexe de la PCME.
- b) Revenu familial actuel par rapport au SFR. C’est une mesure continue.
- c) Immigration récente, considérée être une variable-indicateur des personnes qui ont immigré au cours des cinq années précédentes et qui sont jugées être des immigrants récents, toutes les autres composant la catégorie de référence.
- d) Locaux d’habitation loués ou achetés. Cet indicateur de la classe économique a des répercussions sur le genre de quartier où vit l’enfant.
- e) Famille reconstituée. Cet indicateur est inclus parce que les familles reconstituées et les familles monoparentales sont confrontées à des défis différents en ce qui touche les compétences parentales comparativement aux familles intactes. La catégorie de référence est composée de tous les autres types de famille. Le statut de famille monoparental et de famille intacte est saisi dans la mesure travail-études décrite ci-dessous.
- f) Travail-études de la PCME et de son partenaire, le cas échéant. Cette mesure indique si l’un des deux ou les deux principaux gardiens de l’enfant et le partenaire travaillent ou font des études officielles. Cette mesure permet également de coder le statut de famille monoparentale. Les cinq catégories sont : (1) la PCME et son partenaire travaillent ou étudient; (2) ni la PCME ni son partenaire ne travaille ou n’étudie; (3) la PCME est le chef d’une famille monoparentale et étudie ou travaille; (4) la PCME est le chef d’une famille monoparentale et ne travaille pas ou n’étudie pas; (5) la PCME et son partenaire forment un couple ayant des rôles spécialisés où l’un travaille ou étudie et l’autre ne le fait pas. Les couples ayant des rôles spécialisés servent de catégorie de référence dans l’analyse des données.
- g) Taille de la fratrie (nombre actuel de frères et sœurs). La taille de la famille est liée aux pratiques parentales ainsi qu’à la classe sociale.

- h) Rang de naissance. Nous utilisons le nombre d'enfants plus âgés que l'enfant visé comme mesure du rang de naissance. Lorsque la taille de la fratrie est également incluse comme prédicteur, les deux variables ensemble permettent de saisir de nombreux aspects du rang de naissance.

3.2.4 Les quartiers et les résultats des enfants

Statistique Canada a conçu l'ELNEJ pour estimer les paramètres de population des enfants dans les dix provinces du Canada plutôt qu'une étude des effets du quartier. Cependant, certains renseignements sur les quartiers ont été recueillis par les parents et les interviewers. En outre, il est possible d'établir un lien entre presque tous les enfants et les unités géographiques de recensement. Selon les premières analyses du cycle 1, il a été difficile d'établir un lien entre les enfants et les régions de recensement mais ces problèmes sont maintenant réglés. Nous mesurons les caractéristiques sociales des quartiers de deux façons : a) en rassemblant le point de vue de l'interviewer et de la PCME sur le quartier au niveau des secteurs de dénombrement de 1996 correspondant aux codes postaux¹⁷; b) en annexant des données du recensement tirées du profil des secteurs de dénombrement de 1996 aux dossiers de chaque enfant.

3.2.5 Les renseignements sur les quartiers provenant des répondants à l'enquête et des interviewers

La première vague (cycle 1) comprend une série d'évaluations par l'interviewer du quartier de chaque répondant, de même qu'un grand nombre de questions posées à la PCME. Il n'y a pas de questions précises sur le quartier dans le cycle 2 mais certaines des questions sur le quartier qui étaient posées à la PCME lors du premier cycle sont reprises dans la troisième vague. Les principales mesures obtenues aux cycles 1 et 3 sont une seule question où l'on demandait à la PCME : *Que pensez-vous du quartier comme endroit pour élever des enfants?* (Excellent, Bon, Moyen, Passable, Mauvais) et une échelle à cinq questions sur la cohésion du quartier (coefficient alpha de Cronbach = 0,86) : *Il y a des adultes qui peuvent servir de modèle de comportement aux enfants; Les gens autour d'ici sont prêts à aider leurs voisins; On peut se fier aux adultes du quartier pour veiller à ce que les enfants soient en sécurité et qu'ils n'aient pas d'ennuis; Quand je m'absente de la maison, je sais que mes voisins garderont l'œil ouvert pour s'assurer qu'il n'y ait pas de problème.* Cette mesure de la cohésion du quartier est également appelée efficacité collective perçue (Foster et coll., 2001).

¹⁷ Nous avons également regroupé les mêmes variables directement au niveau du code postal à cinq caractères. Ces renseignements sur le code postal sont facilement disponibles pour la plupart des enfants des cycles 2 et 3, mais non pour le premier cycle.

Les mesures du quartier obtenues uniquement dans le premier cycle comprennent l'évaluation par l'interviewer, une échelle composée de deux questions sur la sécurité du quartier et une échelle composée de quatre questions sur les problèmes du quartier¹⁸ (coefficient alpha de Cronbach = 0,70). Les questions de l'échelle sur la sécurité du quartier étaient les suivantes : *On peut marcher seul(e) dans ce quartier en toute sécurité après la tombée de la nuit et Les enfants peuvent jouer dehors durant la journée en toute sécurité.* Les questions de l'échelle sur les problèmes du quartier étaient : *Quelle est l'ampleur du problème suivant dans votre quartier : Détritus, éclats de verres ou ordures sur la rue ou le chemin, sur le trottoir ou dans les cours?; Quelle est l'ampleur du problème suivant dans votre quartier : La vente ou la consommation de drogues?; Quelle est l'ampleur du problème suivant dans votre quartier : La présence d'alcooliques ou la consommation excessive d'alcool en public?; Quelle est l'ampleur du problème suivant dans votre quartier : Des groupes de jeunes qui causent des problèmes?*

Les questions posées à l'interviewer (cycle 1 seulement) comprenaient les suivantes : *Quelle est la densité de la circulation dans la rue ou le chemin?; Y a-t-il des ordures, des débris ou des éclats de verre dans la rue ou le chemin, sur les trottoirs ou dans les cours des maisons?; Y a-t-il des personnes ou des gangs qui flânent ou qui se postent à un endroit déterminé?; Y a-t-il des personnes qui ont une discussion violente, qui crient, qui se battent ou qui se comportent d'une manière hostile ou menaçante?; Y a-t-il des personnes ivres ou sous l'effet de drogue?; D'après les façades qui donnent sur la rue, comment décririez-vous le zonage de ce pâté de maisons?; Quel est l'état général de la plupart des immeubles dans le secteur ou dans les 100 verges de la maison du répondant? Nous avons créé une échelle sur la qualité du quartier simplement pour calculer le nombre d'observations de logements et de quartiers non favorables signalés par l'interviewer en réponse à ces questions. Le score maximal possible est de 7 et le score minimal, de 0.*

Les mesures qui ne portent pas directement sur les quartiers, mais que les sociologues interprètent comme étant des indices du capital social, comprennent la question : « Participez-vous à des organisations bénévoles locales quelconques, par exemple des comités d'écoles, des comités d'église, des groupes communautaires ou des associations ethniques? » Cette question n'a pas été posée dans le cycle 2. Par ailleurs, la pratique religieuse a été mesurée pendant les trois cycles par la question : « En excluant les occasions spéciales (p. ex., les mariages, les funérailles ou les baptêmes), combien de fois avez-vous assisté à un service religieux ou à une célébration du culte dans les 12 derniers mois? » La question sur la pratique religieuse a été posée à la PCME à son sujet et au sujet de l'enfant choisi.

¹⁸ Certaines questions du premier cycle exclues de l'une ou l'autre des trois échelles comprennent : « Il y a de bons parcs, des terrains de jeu et des endroits pour jouer dans le quartier »; « Quelle est l'ampleur du problème suivant dans votre quartier : Des cambrioleurs dans des maisons et des appartements? »; « Quelle est l'ampleur du problème suivant dans votre quartier : Agitation causée par des différences ethniques ou religieuses? »

D'autres mesures ne sont pas directement liées aux quartiers ou aux voisins, mais aux notions de « collectivité »¹⁹ des sociologues, notamment une série de questions qui composent une échelle du soutien social comprenant six questions (coefficient alpha de Cronbach = 0,82) : *Si quelque chose n'allait pas, quelqu'un pourrait m'aider; J'ai une famille et des amis qui m'aident à me sentir en sécurité, en sûreté et heureux; J'ai quelqu'un en qui j'ai confiance et vers qui je pourrais me tourner pour avoir des conseils si j'avais des problèmes; Je n'ai personne avec qui je me sens à l'aise pour parler de mes problèmes; Je ne me sens proche de personne; Il y a des gens sur qui je peux compter en cas d'urgence.*

3.2.6 Les regroupements des réponses de la PCME et de l'interviewer au niveau du quartier

Les quartiers sont définis ici comme les secteurs de dénombrement (SD) du Recensement de 1996²⁰. Nous les avons choisis parce que ce sont les unités géographiques les plus petites (les plus locales) dont nous disposons, bien plus petites et bien plus homogènes sur le plan social que les secteurs de recensement des subdivisions de recensement. Les SD se caractérisent par leur profil par rapport aux variables de recensement, comme le pourcentage des minorités visibles ou des familles monoparentales, sujet auquel nous reviendrons. Les quartiers peuvent être ruraux, urbains ou suburbains, ainsi que riches, pauvres ou entre les deux. Selon la documentation sociologique, les quartiers peuvent avoir un capital social plus ou moins grand, concept dont les indicateurs empiriques incluent des mesures de la cohésion sociale, du soutien social et de l'absence ou de la gestion réussie des problèmes sociaux²¹.

Il est important d'examiner comment l'évaluation du quartier par l'interviewer et la PCME est traitée dans l'analyse des données, la décision fondamentale consistant à savoir si tous les enfants d'un quartier donné sont considérés vivre la même quantité de capital social, de cohésion sociale et d'autres indicateurs semblables. Kohen, Hertzman et Brooks-Gunn (1998) ont travaillé avec les données du premier cycle de l'ELNEJ et utilisé l'observation de la sécurité du quartier faite par l'interviewer, l'évaluation de la cohésion sociale faite par la PCME et des variables de recensement pour prévoir les résultats d'enfants d'âge préscolaire. Nécessairement, chaque mesure de recensement a la même valeur pour tous les enfants du même quartier mais, comme les chercheurs n'ont pas regroupé les évaluations des interviewers et des PCME au niveau du quartier, Kohen et coll. ont essentiellement examiné directement l'« effet » des énoncés de chaque PCME sur le quartier sur ce que cette personne a dit au sujet des résultats des enfants. Il s'agit d'une première approximation raisonnable, qui est cependant bien moins satisfaisante que le recours à des mesures des propriétés du quartier qui sont les mêmes pour tous les enfants d'un quartier. Ces mesures seraient des caractéristiques de recensement ou des points de vue regroupés des répondants de l'enquête.

¹⁹ Les sociologues emploient souvent le terme « *gemeinschaft* » lorsqu'ils désirent invoquer des collectivités à petite échelle qui s'entraident, selon les présomptions.

²⁰ Nous pourrions également utiliser le code postal à cinq caractères comme mesure opérationnelle des quartiers.

²¹ Hirschi et coll. ont écrit sur les quartiers « délinquants », expression qui s'entend de ceux qui risquent d'entraîner de la délinquance juvénile.

Nous concevons les mesures de la cohésion sociale et de quartiers semblables comme des propriétés qui sont identiques pour tous les résidents locaux (des variables « contextuelles » ou « extérieures » dans le langage de la modélisation hiérarchique). Ainsi, nous suivons l'approche adoptée dans la dissertation de Foster (Foster 2001) et nous construisons des échelles moyennes sur la cohésion sociale et d'autres propriétés des quartiers pour le plus grand nombre possible d'unités géographiques locales. Foster a utilisé les secteurs de recensement plus grands mais nous jugeons que ceux-ci risquent d'être trop hétérogènes pour être considérés comme des quartiers. Nous avons adopté une stratégie similaire mais nous avons choisi de nous concentrer sur les SD de 1996, en choisissant ceux qui incluaient au moins un nombre minimal de ménages et en rejetant le reste. Il est donc impossible d'obtenir des estimations nationales mais ce procédé est essentiel aux fins de la recherche axée sur les indicateurs du capital social fondés sur l'enquête.

L'ELNEJ a pour avantage de poser les mêmes questions sur les voisins et les quartiers pendant le cycle 1 et à nouveau (auprès d'un échantillon plus large) pendant le cycle 3²². Ainsi, nous pouvons faire une estimation plus fiable des scores de la cohésion sociale ou du soutien social pour un SD donné en combinant le score du quartier moyen du premier cycle et la moyenne du troisième cycle²³. Nous avons travaillé avec les SD de 1996 qui correspondaient le mieux comme définition opérationnelle des quartiers et nous avons analysé les effets des SD pour lesquels nous ne pouvions obtenir d'estimations stables des caractéristiques du quartier en combinant l'information provenant de toutes les vagues disponibles de l'ELNEJ. Nous avons choisi les SD de 1996 pour lesquels nous avons le point de vue de la PCME sur le quartier pour au moins six répondants. Cette stratégie élimine toute possibilité de faire des constatations au sujet d'un échantillon représentatif d'enfants des quartiers à l'échelle nationale. Ce qui est positif, c'est que nous travaillons avec des mesures opérationnelles conceptuellement raisonnables de la cohésion sociale et du soutien social dans des unités géographiques qui sont suffisamment locales pour être appelées des quartiers.

Dans le langage de la modélisation hiérarchique, les variables au niveau du quartier, comme le score médian de la cohésion sociale (efficacité collective), sont des variables « contextuelles » ou « extérieures ». En prenant la cohésion sociale comme mesure d'intérêt du quartier, un résultat d'un enfant peut être indiqué comme une fonction du niveau moyen de la cohésion sociale dans le quartier et tous les enfants du même quartier (SD ou code postal) sont considérés avoir le même niveau de cohésion sociale²⁴.

Les principales mesures de la qualité du quartier fondées sur l'enquête pour les secteurs de dénombrement de 1996 sont donc :

²² Puisque la mesure de la pratique religieuse est disponible pour chaque cycle de l'ELNEJ, dans ce cas, notre estimation du niveau moyen de la pratique religieuse d'un SD donné peut être fondée sur toutes les vagues.

²³ Nous vérifions l'hypothèse voulant que la cohésion du quartier n'a pas beaucoup changé au cours de la période de quatre ans en estimant la corrélation entre les cycles 1 et 3 par rapport aux SD.

²⁴ La perception de la cohésion du quartier par la PCME peut être indiquée comme une déviation par rapport aux perceptions regroupées de nombreux voisins, comme en témoigne la documentation sur la modélisation hiérarchique (p. ex., Singer, 1998).

- a) L'efficacité collective / la cohésion sociale (Foster et coll., 2001, parlent d'efficacité collective) du secteur de dénombrement, comme la moyenne des réponses de la PCME à l'échelle de la cohésion sociale (cycles 1 et 3). Un score élevé signifie que l'efficacité collective est perçue par les parents comme étant élevée.
- b) L'à-propos du secteur de dénombrement de l'enfant, comme moyenne des réponses à la question : *Pensez-vous que votre quartier est un endroit sécuritaire pour élever des enfants?* (cycles 1 et 3). En raison du codage employé, un score plus élevé de cette mesure globale signifie que le quartier est perçu comme un mauvais endroit où élever des enfants.
- c) La participation à des organisations communautaires locales, comme moyenne des réponses à la question : *Participez-vous à des organisations bénévoles locales quelconques, par exemple des comités d'école, des comités d'église, des groupes communautaires ou des associations ethniques?* (cycles 1 et 3). En raison du codage employé, un score plus élevé de cette mesure globale représente les quartiers où le pourcentage des réponses négatives des parents est plus élevé.
- d) La pratique religieuse dans le secteur de dénombrement, comme moyenne des réponses à la question : *En excluant les occasions spéciales (les mariages, les funérailles ou les baptêmes), combien de fois avez-vous participé à un service religieux ou à une célébration du culte dans les 12 derniers mois?* (les trois cycles). En raison du codage employé, un score plus élevé de cette mesure globale représente l'impression que le quartier a tendance à inclure des parents qui ne sont pas très pratiquants.
- e) Le soutien social du secteur de dénombrement, comme moyenne des réponses de la PCME à l'échelle du soutien social (cycles 1 et 3). Un score élevé représente un quartier où les parents disent recevoir beaucoup de soutien des membres de leur famille et des amis.

3.2.7 Les indicateurs objectifs du quartier tirés du profil des SD de 1996

Nous avons utilisé le profil des secteurs de dénombrement de 1996, de Statistique Canada, qui comprend une vaste gamme de mesures : des variables de l'âge, du sexe et du statut familial tirées du formulaire de recensement standard (couverture de 100 %) ou le revenu²⁵, l'éducation, les minorités visibles, etc., dans la version longue (couverture de l'échantillon de 20 %). Nous avons utilisé des mesures sommaires choisies du revenu moyen, de l'activité des femmes, de la taille du ménage moyen et nous avons construit d'autres indicateurs objectifs de l'environnement du quartier :

- a) Notre indice du *revenu du quartier* est le revenu médian des ménages composés d'au moins deux personnes. Un indicateur de la pauvreté aurait été préférable mais il n'existe pas de variable du genre au niveau d'agrégation des SD.

²⁵ Contrairement au profil des secteurs de Recensement de 1996, le profil des secteurs de dénombrement de 1996 ne comprend pas d'indicateurs précis du faible revenu.

- b) L'indice de l'*activité des mères* est le taux d'activité des femmes de 15 ans et plus dans des ménages privés où il n'y a que des enfants de six ans et plus. Étant donné la division selon le sexe de la garde des enfants, la mesure dans laquelle d'autres ménages du quartier incluent les mères qui travaillent en dehors du foyer a des répercussions sur les compétences parentales possibles. Nous introduisons cette mesure pour déterminer si les niveaux d'activité des mères qui sont supérieurs à un niveau seuil donné peuvent avoir une incidence sur les résultats des enfants en réduisant la sociabilité du quartier et en partageant la surveillance et les autres responsabilités liées aux soins des enfants qui font traditionnellement partie du « monde féminin ».
- c) L'indice de la *taille moyenne de la famille* est le nombre médian de personnes par famille économique. Il indique dans quelle mesure le quartier comprend des ménages plus larges du genre de ceux qui risquent d'être composés d'enfants. Une fois encore, cette mesure a des répercussions sur le partage de la surveillance des enfants par les adultes. Elle est également pertinente pour la socialisation des enfants dans les groupes de pairs.
- d) L'indice des *ménages non traditionnels* ajoute la prévalence des ménages monoparentaux dirigés par une femme, des ménages de personnes célibataires, des adultes divorcés ou séparés et des ménages dans des immeubles d'appartements et soustrait la prévalence de la propriété domiciliaire et des ménages vivant dans des maisons unifamiliales. Suivant l'exemple de Ross et Mirowski (2001), cet indice divise chacun des six pourcentages par dix, ajoute les quatre premiers indicateurs, soustrait la propriété domiciliaire et les maisons unifamiliales et divise le total par six. Nous employons l'expression « non traditionnels » ici parce que, par le passé, ces ménages étaient communément considérés être des endroits où il était moins désirable d'élever des enfants. Les quartiers où cet indicateur est élevé ont tendance à avoir une grande densité de population et leurs formes de capital social peuvent être différentes de celles des ensembles résidentiels suburbains.
- e) L'indice des *néo-Canadiens* ajoute la prévalence des groupes de minorités visibles, de ceux dont la langue parlée à la maison n'est ni le français ni l'anglais et de ceux qui ont immigré au cours des 15 années qui ont suivi le Recensement de 1996. Comme auparavant, l'indice divise chacun des pourcentages des secteurs de dénombrement par dix, les additionne et divise le total par le nombre de composantes, dans ce cas-ci, par trois. De nombreux groupes de minorités visibles ou de nouveaux immigrants ont des associations communautaires actives et ceux pour qui l'ignorance des langues officielles du Canada est courante comptent vraisemblablement sur le soutien de leur famille et de leur quartier. Il pourrait donc s'agir d'un indicateur du capital social.
- f) L'indice des *quartiers récents* ajoute la prévalence des personnes qui ont déménagé au cours des cinq années précédentes et la prévalence des maisons privées occupées et construites au cours des cinq années précédentes. Comme auparavant, l'indice divise chacun des pourcentages des secteurs de dénombrement par dix, les additionne et divise le total par le nombre de composantes, dans ce cas-ci, par deux. Les quartiers où l'incidence des nouveaux arrivants est élevée devraient avoir un capital social inférieur.

- g) L'indice des *minorités visibles d'origine asiatique* représente la somme du dénombrement du recensement des groupes de minorités visibles déclarés chinois, sud-asiatiques, coréens, japonais, asiatiques du sud-est, asiatiques de l'ouest et philippins comme pourcentage du chiffre de population du secteur de dénombrement. Il est inclus parce que les recherches sociologiques sur les familles décrivent ce genre de groupes culturels comme des groupes ayant des structures familiales plus grandes, plus ségréguées selon le sexe mais, à bien des égards, élargies et plus cohésives que les familles nord-américaines modernes. Il s'agit donc d'un indicateur du capital social.

Les tableaux 3 et 4 montrent certaines corrélations entre ces caractéristiques des secteurs de dénombrement (notre définition opérationnelle des quartiers). La corrélation la plus grande présentée dans le tableau 3 est entre les néo-Canadiens et les minorités visibles asiatiques mais elle est due à une composante commune. Par ailleurs, la plus grande corrélation est $-0,47$, ce qui indique que les quartiers comprenant ce que nous avons appelé des ménages non traditionnels ont tendance à avoir des familles économiques plus petites. Ces quartiers ont également tendance à comprendre de plus grandes proportions de néo-Canadiens ($r = 0,37$) et un revenu familial moyen plus faible ($r = -0,36$).

Le tableau 4 nous permet de voir la relation entre nos mesures d'enquête globales du quartier et des variables des profils de SD choisis. Contrairement aux corrélations du tableau précédent qui étaient fondées sur les 44 000 secteurs de dénombrement au Canada, celles du tableau 4 reposent sur les 498 SD où au moins six répondants ont répondu aux questions sur le quartier pendant le cycle 1 ou le cycle 3. La corrélation la plus grande est établie entre la version agrégée des « années de vie à cette adresse » et la mesure de recensement des déménagements récents dans le secteur de dénombrement ($r = -0,39$). Vient ensuite la corrélation entre la version agrégée d'un quartier qui n'est « pas un bon endroit où élever des enfants » et la prévalence des ménages non traditionnels ($r = 0,33$). Les quartiers où le pourcentage des ménages non traditionnels est plus élevé ont également tendance à avoir plus d'itinérance et une efficacité collective inférieure (cohésion perçue).

Tableau 3
Corrélations entre des caractéristiques choisies des 44 000 secteurs de dénombrement du Recensement de 1996

	Rev. moyen	Activité des femmes	Taille de la famille	Non trad.	Néo-Canadiens	Récent	Min. vis. asiatiques
Variables de recensement							
Revenu moyen du ménage	1,00						
Activité des femmes	0,25	1,00					
Personnes par famille économique	0,19	0,01	1,00				
Ménages non traditionnels	-0,36	-0,20	-0,47	1,00			
Néo-Canadiens	-0,06	-0,19	0,21	0,37	1,00		
Déménagements récents	-0,04	0,03	-0,11	0,34	0,25	1,00	
Minorités visibles asiatiques	0,04	-0,14	0,18	0,24	0,90 [†]	0,24	1,00

[†] Ces deux indicateurs ont une composante commune.

Source : Profil des secteurs de dénombrement de 1996

Tableau 4
Corrélations entre des mesures d'enquête agrégées des quartiers et des caractéristiques de recensement choisies pour les secteurs de dénombrement correspondants

	Caractéristiques de recensement						
	Rev. moyen	Activité des femmes	Taille de la famille	Mén. Non trad.	Néo-Canadiens	Déménagements	Min. vis. asiatiques
Mesures d'enquête agrégées							
Efficacité collective	0,15 ^{**}	0,15 ^{**}	0,01 ^{ns}	-0,25 ^{**}	-0,03 ^{ns}	0,00	-0,08 ^{ns}
Années à cette adresse	-0,26 ^{**}	-0,18 ^{**}	0,00	-0,24 ^{**}	-0,07 ^{ns}	-0,39 ^{**}	0,17 ^{**}
Soutien social	-0,07 ^{ns}	-0,05 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	-0,05 ^{ns}	0,05 ^{ns}	0,17 ^{**}	0,01 ^{ns}
« Pas un bon endroit où élever des enfants »	-0,28 ^{**}	-0,13 ^{**}	-0,03 ^{ns}	0,33 ^{**}	0,13 ^{**}	0,07 ^{ns}	0,15 ^{**}
Faible incidence du bénévolat	-0,08 ^{ns}	-0,14 ^{ns}	0,00	0,20 ^{**}	0,0	0,13 ^{**}	0,05 ^{ns}
Pratique religieuse peu fréquente	0,04 ^{ns}	-0,05 ^{ns}	-0,15 ^{**}	0,17 ^{**}	-0,05 ^{ns}	0,17 ^{**}	0,02 ^{ns}
Dysfonctionnement familial	-0,17 ^{ns}	-0,04 ^{ns}	0,01 ^{ns}	0,03 ^{ns}	-0,01 ^{ns}	-0,14 ^{**}	0,03 ^{ns}

Les corrélations susmentionnées sont calculées pour les 498 secteurs de recensement (Recensement de 1996) comportant des mesures d'enquête agrégées fondées sur un nombre suffisant de répondants des cycles 1 et 3.

ns = non significatif

** = p<0,01 (tests bilatéraux de signification statistique)

4. La modélisation statistique

4.1 Aperçu de l'analyse

La présente étude a recours à des prolongements des modèles de régression linéaire pour prévoir les indicateurs du stress familial, du style parental et des résultats des enfants. Nous avons opté pour le système SAS de gestion des données et d'analyse statistique parce qu'il comprend des routines d'estimation des modèles de régression utilisant des équations d'estimations généralisées (EEG) (Diggle, Liang et Zeger, 1994) ainsi que des moindres carrés ordinaires (MCO) conventionnels. Le SAS comprend également des routines qui permettent d'estimer des modèles ayant des effets aléatoires complexes et pouvant servir à estimer les coefficients des modèles hiérarchiques (Littell et coll., 1996; Singer, 1998).

Nous mettons à l'épreuve le modèle de base selon lequel l'expérience de la pauvreté chronique et, dans une moindre mesure, temporaire entraîne des symptômes de dépression chez les parents ainsi que des conflits entre les conjoints et que ceux-ci, à leur tour, sont la cause de mauvaises pratiques parentales, entraînant les résultats suivants chez les enfants : une mauvaise santé physique²⁶, un plus grand risque de problèmes d'hyperactivité-inattention et de moins bons résultats aux épreuves mathématiques. Nous testons le modèle de stress familial modifié en estimant les coefficients d'une séquence logique de modèles de régression multiples nichés.

4.2 L'échantillon national et l'échantillon de quartiers

Nous rendons compte de deux groupes de résultats distincts. Le premier est fondé sur les données provenant d'au plus 15 000 « enfants longitudinaux » pour lesquels des données sont disponibles au troisième cycle. Nous utilisons cet « échantillon national » pour prévoir les indicateurs du stress familial et du comportement parental, de même que les résultats des enfants dans les domaines de la santé physique, de l'ajustement affectif et du développement cognitif. Dans cette première série d'analyses, les indicateurs de recensement sont des mesures du secteur de dénombrement où vit l'enfant à ce moment mais les mesures des quartiers de l'enquête sont habituellement obtenues de la mère de l'enfant qui est souvent la même personne que celle qui donne les renseignements sur les résultats de l'enfant. Puisqu'il n'y a jamais plus de deux enfants longitudinaux dans une famille pendant le cycle 3 et que la plupart des secteurs de dénombrement (SD) comprennent au plus une famille ayant un enfant longitudinal, il est impossible d'estimer les modèles hiérarchiques à l'aide de l'échantillon national. Nous utilisons plutôt les méthodes des MCO et des EEG pour estimer les modèles de régression multiple conventionnels où nous prévoyons les résultats des parents et des enfants selon leurs antécédents d'exposition à la pauvreté à long terme et d'autres caractéristiques.

²⁶ La santé physique est mesurée par les réponses de la PCME aux questions portant sur l'état de santé général de l'enfant, soit hlcq01 et hlcq02. L'indice de l'utilité de la santé aurait peut-être été préférable mais cette question n'a pas été posée au sujet de tous les enfants longitudinaux du cycle 3.

Le second groupe de résultats est fondé sur un échantillon beaucoup plus petit d'enfants choisis parce qu'ils proviennent de quartiers comprenant plus de cinq enfants au troisième cycle, ce qui nous permet d'estimer des modèles de « pentes aléatoires » dans un cadre de modélisation hiérarchique. Cet « échantillon de quartiers » comprend 200 SD (130 dans les analyses lorsque les observations des seuls cycle 1 et cycle 3 sont incluses) et est restreint davantage parce que les mesures du capital social du quartier se limitent aux renseignements de l'enquête sur les quartiers pour lesquels une moyenne a été établie pour au moins six répondants adultes. Nous discutons de cet échantillon plus en détail ci-dessous mais nous rendons d'abord compte des résultats des analyses de l'échantillon national.

4.3 Les résultats de l'échantillon national

Ces résultats se divisent en trois parties : (1) la prévision du stress familial découlant de la pauvreté à long terme et d'autres mesures, y compris les indicateurs du capital social du quartier; (2) la prévision du style parental découlant de la pauvreté à long terme, du stress familial et d'autres mesures, comme celles indiquées précédemment; (3) la prévision des résultats d'enfants choisis découlant de la pauvreté à long terme, du stress familial, du style parental, etc. Comme notre modèle théorique précise que les mesures du stress familial et du style parental ont un effet indirect sur l'enchaînement causal entre la pauvreté à long terme et les résultats des enfants, ces mesures apparaissent comme des variables dépendantes dans certains tableaux et comme des variables indépendantes dans d'autres.

4.3.1 Les déterminants du stress familial (les données des enfants longitudinaux de l'échantillon national au cycle 3)

Tel qu'indiqué dans l'introduction, le modèle de stress familial propose un enchaînement causal qui va de la pauvreté à long terme à des compétences parentales insuffisantes et à des résultats insatisfaisants des enfants, en passant par la dépression et l'insatisfaction dans la famille. La première chose à faire pour tester ce modèle consiste à établir les causes du stress familial. Nous utilisons le revenu faible à long terme, la fluctuation du revenu familial et le revenu moyen du quartier ainsi qu'une foule d'autres mesures pour prévoir les scores d'échelle sur le dysfonctionnement familial, la dépression de la PCME et la réponse de la PCME à une seule question portant sur son niveau de satisfaction quant à son conjoint (*Dans l'ensemble, quel est votre degré de satisfaction ou d'insatisfaction à l'égard de votre mariage ou de votre relation avec votre partenaire? Quel chiffre représente le mieux votre sentiment, 1 étant insatisfaction totale et 11 satisfaction totale?*).

Les résultats des analyses de régression contenant les données sur les enfants qui ont été suivis jusqu'au troisième cycle figurent dans le tableau. Les prévisions de chaque indicateur de stress familial sont établies à partir du modèle 1 (indicateurs de la pauvreté seulement) et du modèle 2 (indicateurs de la pauvreté et toutes les autres variables explicatives). Les résultats du modèle 1 et du modèle 2 appuient l'hypothèse du stress familial voulant que le dysfonctionnement familial entraîne des coefficients de régression

partielle significatifs pour les trois indicateurs du revenu, alors que la dépression et la satisfaction à l'égard du partenaire ont respectivement des liens significatifs avec le faible revenu à long terme et la fluctuation du revenu. Si les effets de la pauvreté sur le stress familial subissaient l'influence des variables du quartier et de la famille, nous nous attendrions à ce que les coefficients des mesures du revenu dans le modèle 2 soient plus faibles que dans le modèle 1. Cela est vrai pour les mesures du dysfonctionnement familial et de la dépression, mais c'est seulement dans le cas de la dépression que nous constatons un coefficient non significatif dans le modèle 2. Les chefs de famille monoparentale (en moyenne plus pauvres) ont des scores de dépression plus élevés et un dysfonctionnement plus élevé que les couples ayant des rôles spécialisés. Les trois indicateurs de stress familial ont des liens importants dans le sens attendu avec l'indicateur de recensement des quartiers comprenant des ménages plus grands, ainsi qu'avec la mesure individuelle du soutien social. Leurs différences sont marquées quant à la mesure dans laquelle on peut les prévoir; le dysfonctionnement familial ayant un carré du coefficient de corrélation multiple de 0,22, alors que la valeur de la dépression de la PCME est de 0,10 et que celle de la satisfaction à l'égard du partenaire n'est que de 0,04. Nous en concluons que la mesure de la qualité des relations conjugales dans l'ELNEJ n'étaye pas le modèle de stress familial mais que la dépression et le dysfonctionnement familial se comportent en gros comme nous nous y attendions.

Tableau 5 Régressions de l'échantillon national sur la prévision des indicateurs de stress familial							
Variables explicatives		Dysfonct. Modèle 1	Dysfonct. Modèle 2	Dépression Modèle 1	Dépression Modèle 2	Satisfaction Modèle 1	Satisfaction Modèle 2
1.	Indicateurs du revenu Faible revenu à long terme Fluctuation du revenu par rapport aux besoins Revenu moyen du SD	0,116** -0,048** -0,036**	0,047** -0,034** 0,027*	0,186** -0,042** -0,046**	0,032* 0,018 ^{ns} -0,010 ^{ns}	0,009 ^{ns} 0,031** -0,031**	0,000 ^{ns} 0,028** -0,039**
2.	Indicateurs du quartier Taux d'activité des femmes dans le SD Personnes par famille économique dans le SD Ménages non traditionnels dans le SD Néo-Canadiens dans le SD Déménagements récents dans le SD Minorités visibles asiatiques dans le SD Efficacité collective perçue Soutien social perçu « Pas un bon endroit où élever des enfants » perçu Bénévolat (non)	0,035** -0,054** -0,060** 0,043 -0,009 ^{ns} -0,021 ^{ns} -0,112** -0,366** 0,006 ^{ns} 0,000 ^{ns} -0,006 ^{ns}	0,035** -0,054** -0,060** 0,043 -0,009 ^{ns} -0,021 ^{ns} -0,112** -0,366** 0,006 ^{ns} 0,000 ^{ns} -0,006 ^{ns}	0,012 ^{ns} -0,033** -0,029* 0,020 ^{ns} 0,000 ^{ns} 0,012 ^{ns} -0,020 ^{ns} -0,089** 0,039** -0,003 ^{ns} 0,055**	0,012 ^{ns} -0,033** -0,029* 0,020 ^{ns} 0,000 ^{ns} 0,012 ^{ns} -0,020 ^{ns} -0,089** 0,039** -0,003 ^{ns} 0,055**	-0,031** 0,029* 0,029 ^{ns} -0,013 ^{ns} 0,009 ^{ns} 0,014 ^{ns} 0,019 ^{ns} 0,114** -0,042** -0,013 ^{ns} -0,044**	-0,031** 0,029* 0,029 ^{ns} -0,013 ^{ns} 0,009 ^{ns} 0,014 ^{ns} 0,019 ^{ns} 0,114** -0,042** -0,013 ^{ns} -0,044**
3.	Pratique religieuse peu fréquente Indicateurs de la famille Années d'instruction officielle de la PCME Locataire et non propriétaire Nouvel immigrant Famille reconstituée Parents au travail/aux études Les deux travaillent ou étudient Ni l'un ni l'autre ne travaille/n'étudie Chef de famille monoparentale travaille/étudie Chef de famille monoparentale ne travaille pas/n'étudie pas Sexe du répondant (féminin) R au carré ajusté Nombre d'observations	0,020 10 188	0,050** 0,015 ^{ns} 0,003 ^{ns} 0,071** 0,058** -0,025* 0,216	0,043 10 171	-0,073** -0,024* 0,000 ^{ns} 0,050** -0,033** 0,028** 0,134** 0,124** 0,022 0,102	0,007 ^{ns} 0,009 ^{ns} 0,009 ^{ns} -0,015 ^{ns} -0,043** 0,020 ^{ns} - - 0,017 ^{ns} 0,044	0,007 ^{ns} 0,009 ^{ns} 0,009 ^{ns} -0,015 ^{ns} -0,043** 0,020 ^{ns} - - 0,017 ^{ns} 0,044

**=p<0,01, *=p<0,05, †=0,10 (tests bilatéraux de signification statistique), ns = non significatif

Le dysfonctionnement familial et la dépression de la PCME sont mesurés comme des échelles à questions multiples. La satisfaction à l'égard de la relation entre conjoints (uniquement pour celles qui ont un partenaire) est mesurée à l'aide des réponses de la PCME à une seule question.

La variable travail/études de la famille englobe les familles monoparentales : la catégorie de référence est un couple ayant des rôles spécialisés où un partenaire travaille ou étudie et l'autre ne le fait pas.

Ces coefficients sont estimés à partir des régressions des moindres carrés par rapport aux dossiers des enfants. Comme certaines familles ont deux enfants, l'échantillon est effectivement groupé, ce qui entraîne un biais des coefficients de régression, sauf lorsque les estimations sont ramenées aux paramètres de la population des adultes ayant plus d'un enfant

Tableau 6

Échantillon national : modèles de prévision de deux indicateurs des compétences parentales
Prévision de l'expérience de l'enfant au sujet de deux mesures des compétences parentales
au cycle 3 selon les réponses liées aux enfants longitudinaux âgés de 4 à 11 ans
pendant le cycle 3

Variables explicatives	Comp. parentales positives Modèle 1	Comp. parentales positives Modèle 2	Comp. parentales hostiles Modèle 1	Comp. parentales hostiles Modèle 2
Valeur à l'origine	13,04	17,88	8,242	8,245
1. Indicateurs du revenu				
Faible revenu à long terme	0,034 ^{ns}	0,064 ^{ns}	0,060 ^{ns}	-0,122 ^{ns}
Revenu moyen du SD	0,011 ^{ns}	0,003 ^{ns}	0,102 ^{**}	0,109 ^{**}
Fluctuation du revenu familial par rapport aux besoins	-0,099 ^{**}	-0,105 ^{**}	-0,010 ^{ns}	-0,010 ^{ns}
2. Indicateurs du stress familial				
Dysfonctionnement familial		-0,088 ^{**}		0,110 ^{**}
Dépression de la PCME		0,005 ^{ns}		0,125 ^{**}
3. Indicateurs du quartier				
Activité des femmes dans le SD		-0,021 ^{ns}		0,172 ^{**}
Personnes par famille économique dans le SD		0,417 [*]		-0,597 ^{**}
Ménages non traditionnels dans le SD		0,098 [*]		-0,065 ^{ns}
Néo-Canadiens dans le SD		-0,249 [*]		0,343 [*]
Déménagements récents dans le SD		-0,003 ^{ns}		0,047 ^{ns}
Minorités visibles asiatiques dans le SD		0,366 ^{ns}		-2,11 ^{ns}
Efficacité collective perçue		0,087 ^{**}		-0,012 ^{ns}
Soutien social perçu		0,007 ^{ns}		0,0 ^{ns}
« Pas un bon endroit où élever des enfants »		-0,050 ^{ns}		0,337 ^{**}
Bénévolat (non)		-0,251 [*]		-0,010 ^{ns}
Pratique religieuse peu fréquente		-0,131 ^{**}		0,069 ^{ns}
4. Indicateurs de la famille				
Années d'instruction officielle de la PCME		0,032 ^{ns}		0,052 [*]
Locataire et non propriétaire		0,107 ^{ns}		-0,208 ^{ns}
Nouvel immigrant		0,198 ^{ns}		-0,523 ^{ns}
Famille reconstituée		0,128 ^{ns}		0,056 ^{ns}
Parents au travail/aux études				
Les deux travaillent ou étudient		-0,306 ^{**}		0,252 ^{ns}
Ni l'un ni l'autre ne travaille/n'étudie		0,863 ^{**}		-0,274 ^{ns}
Chef de famille monoparentale travaille/étudie		-0,423 ^{**}		0,378 ^{ns}
Chef de famille monoparentale ne travaille pas/n'étudie pas		0,212 ^{ns}		-0,247 ^{ns}
Sexe du répondant (féminin)		0,041 ^{ns}		0,542 ^{ns}
Nombre de frères et sœurs de l'enfant		-0,491 ^{**}		0,269 ^{**}
Corrélation entre les enfants	0,601	0,674	0,553	0,512
Écart/df	7,989	6,216	12,925	11,751
R au carré ajusté	0,002	0,221	0,002	0,086
Nombre d'observations	8 423	7 004	8 384	6 845

**=p<0,01, *=p<0,05, †=0,10 (tests bilatéraux de signification statistique), ns = non significatif

Le taux d'activité des femmes dans le SD est le taux des femmes ayant des enfants de plus de six ans.

La variable travail/études de la famille englobe les familles monoparentales : la catégorie de référence est un couple ayant des rôles spécialisés où un partenaire travaille ou étudie et l'autre ne le fait pas.

L'âge de la mère et le sexe de l'enfant de même que l'âge de l'enfant, son âge au carré, son poids à la naissance et son rang de naissance, sont inclus dans le modèle complet mais les coefficients ne sont pas indiqués.

Des estimations standards empiriques sont utilisées (avec l'estimateur « sandwich »).

4.3.2 Les déterminants des compétences parentales (enfants longitudinaux de l'échantillon national au cycle 3)

Même dans une seule famille, les parents traitent leurs enfants différemment selon leur âge, leur rang de naissance, leur sexe et leur tempérament. Les mères ont souvent un style parental différent des pères et les parents biologiques, différent des beaux-parents. Nos questions sur les compétences parentales découlent du modèle de stress familial et ont trait aux différences entre les familles mieux nanties et celles qui sont exposées à la pauvreté et/ou entre les familles fonctionnelles et celles qui subissent du stress. En ce sens, puisque les effets de l'âge et du sexe de l'enfant sur la manière dont ses parents s'en occupent ne sont pas notre principal sujet d'intérêt, même si nous les contrôlons dans nos analyses, nous ne les présentons pas dans nos résultats et nous en minimisons la discussion.

Le tableau 6 présente les résultats de modèles ajustés pour prévoir deux mesures du style parental : (1) les compétences parentales positives; (2) les compétences parentales hostiles-agressives. Comme dans le tableau précédent, nous présentons des modèles restreints et complets (modèle 1 et modèle 2) pour chacune des mesures du style parental. Les résultats du modèle 1 établissent que ni l'une ni l'autre de ces mesures n'est liée à la pauvreté à long terme, ce qui n'étaye pas les prévisions du modèle de stress familial. Par contre, ces deux mesures des compétences parentales ont des liens très significatifs avec le dysfonctionnement familial. Les parents des familles plus dysfonctionnelles ont des compétences parentales moins positives et des compétences parentales plus hostiles-agressives. Les deux mesures du style parental sont également liées à la taille de la famille : les grandes familles sont associées à des compétences parentales moins positives et à un style plus hostile-agressif. Les liens ne sont pas toujours constants : les compétences parentales hostiles-agressives subissent l'incidence de la dépression de la PCME ainsi que de la perception que le quartier n'est pas un bon endroit où élever des enfants, alors que ce n'est pas le cas des compétences parentales positives. Selon certains schémas d'associations propres aux compétences parentales positives, celles-ci sont plus élevées lorsque la PCME a plus confiance en ses voisins (efficacité collective) et moins élevées lorsque les deux parents, ou un chef de famille monoparentale, travaillent ou sont aux études.

En outre, il existe des liens intéressants avec les mesures de recensement des quartiers : les deux styles parentaux subissent l'influence de la taille moyenne des familles économiques du SD, qui semble augmenter les compétences parentales positives et réduire les compétences parentales hostiles-agressives. Le niveau de revenu moyen des familles économiques du SD et le niveau local d'activité des mères ayant des enfants de plus de six ans augmentent les compétences parentales hostiles-inefficaces, mais ces deux mesures de recensement des quartiers n'ont pas de lien avec le style positif.

4.3.3 Les déterminants des résultats d'enfants choisis (enfants longitudinaux de l'échantillon national au cycle 3)

Comme auparavant, nous signalons une séquence logique des modèles de régression. Dans le cas présent, nous nous attachons aux résultats de la santé physique des enfants (selon la réponse de la PCME à deux questions globales sur l'état de santé de l'enfant), l'hyperactivité (signalée par la PCME dans une échelle à huit questions) et les résultats aux épreuves mathématiques, données à l'école. L'analyse de la santé physique figure au tableau 7; celle de l'hyperactivité-inattention, au tableau 8; et celle des résultats aux épreuves mathématiques, au tableau 9.

Le modèle 1 montre l'effet du faible revenu à long terme et il est très important pour les trois résultats des enfants. Le modèle 4 présente l'incidence de l'inclusion des indicateurs de stress familial et des compétences parentales et les indicateurs de la famille sont ajoutés au modèle 5. Tous les modèles incluent des indicateurs classiques du désavantage, comme le poids de l'enfant à la naissance, le nombre de frères et sœurs et le nombre de frères et sœurs plus âgés, chacun de ces indicateurs (sauf le poids à la naissance qui devient non significatif dans le modèle complet des résultats aux épreuves mathématiques) est un prédicteur très significatif des trois résultats des enfants. Il est surprenant de constater que les enfants ayant plus de frères et sœurs ont tendance à mieux réussir en mathématiques que les enfants provenant d'une famille plus petite.

L'âge de la mère est un prédicteur très significatif de l'hyperactivité-inattention et des résultats aux épreuves mathématiques dans tous les modèles mais il n'est pas lié à l'état de santé physique, sauf dans le modèle 5 lorsque de nombreux autres prédicteurs demeurent constants. Les enfants d'une famille reconstituée sont plus hyperactifs et réussissent moins bien aux épreuves mathématiques mais leur santé physique générale n'est pas différente de celle des autres enfants. Par contre, les enfants d'une famille monoparentale dont le parent travaille ou est aux études sont plus hyperactifs que les enfants d'une famille ayant des rôles spécialisés et leur santé physique est moins bonne mais leurs résultats aux épreuves mathématiques ne sont pas différents. Le dysfonctionnement familial est lié à une moins bonne santé physique et à des résultats en mathématiques plus faibles mais n'a pas d'incidence sur l'hyperactivité-inattention. Le niveau de dépression de la PCME influe sur la santé physique de l'enfant dans les deux modèles où il apparaît comme un prédicteur mais ses effets sur l'hyperactivité-inattention et les résultats en mathématiques ne sont pas constants. Se faisant le complément des schémas complexes des résultats, les compétences parentales hostiles-agressives ont des liens très importants avec l'hyperactivité-inattention et la santé physique de l'enfant mais pas de lien significatif avec les résultats aux épreuves mathématiques.

Les mesures qui saisissent les aspects du quartier offrent un ensemble tout aussi complexe de résultats. La caractéristique objective du recensement des ménages non traditionnels, qui, pour certains, pourrait être une forme de désavantage, est en réalité associée à de meilleurs résultats aux épreuves mathématiques dans les modèles 4 et 5. La même variable explicative n'est liée ni à la santé physique générale ni à l'hyperactivité-inattention. La perception du quartier par la PCME comme un mauvais endroit où élever des enfants est liée à l'état de santé physique de l'enfant ainsi qu'à ses résultats à une épreuve mathématique mais non à l'hyperactivité-inattention.

Tableau 7
Échantillon national : modèles de prévision de la santé physique de l'enfant

Variables explicatives	Coefficients de régression partielle métrique		
	Modèle 1	Modèle 4	Modèle 5
1. Valeur à l'origine	3,265	3,211	3,687
2. Indicateurs du revenu			
Faible revenu à long terme	0,089**	0,043**	0,046**
Fluctuation du revenu familial par rapport aux besoins			0,000 ^{ns}
Revenu moyen du SD pour des ménages de 2 personnes et plus	-0,030**	-0,014 [†]	-0,008 ^{ns}
3. Indicateurs du stress familial			
Score du dysfonctionnement familial		0,017**	0,016**
Niveau de dépression de la PCME		0,023**	0,024**
4. Indicateurs des compétences parentales			
Compétences parentales positives, de 2 à 11 ans		-0,001 ^{ns}	-0,004 ^{ns}
Compétences parentales hostiles-inefficaces, de 2 à 11 ans		0,011**	0,011**
Compétences parentales constantes, de 2 à 11 ans		-0,001*	-0,006 ^{ns}
Compétences parentales répressives-aversives, de 2 à 11 ans		-0,006 ^{ns}	-0,009 ^{ns}
5. Indicateurs du quartier			
Activité des femmes dans le SD		0,002 ^{ns}	0,008 ^{ns}
Personnes par famille économique dans le SD		-0,077 ^{ns}	-0,114*
Ménages non traditionnels dans le SD		0,001 ^{ns}	0,017 ^{ns}
Néo-Canadiens dans le SD		0,004 ^{ns}	0,01 ^{ns}
Déménagements récents dans le SD		-0,011 ^{ns}	-0,017*
Minorités visibles asiatiques dans le SD		0,062 ^{ns}	0,037 ^{ns}
Efficacité collective perçue		0,002 ^{ns}	0,000 ^{ns}
Soutien social perçu		-0,010 ^{ns}	-0,009 ^{ns}
« Pas un bon endroit où élever des enfants »		0,082**	0,063*
Bénévolat (non)		-0,016 ^{ns}	-0,029 ^{ns}
Pratique religieuse peu fréquente		0,001 ^{ns}	-0,004 ^{ns}
6. Indicateurs de la famille			
Années d'instruction officielle de la PCME			-0,030**
Locataire et non propriétaire			0,038 ^{ns}
Nouvel immigrant			0,022 ^{ns}
Famille reconstituée			0,099 ^{ns}
Parents au travail/aux études			
Les deux travaillent ou étudient			-0,005 ^{ns}
Ni l'un ni l'autre ne travaille/n'étudie			-0,136 ^{ns}
Chef de famille monoparentale travaille/étudie			-0,115*
Chef de famille monoparentale ne travaille pas/n'étudie pas			-0,069 ^{ns}
Sexe de la PCME (féminin)	0,027 ^{ns}	0,021 ^{ns}	0,013 ^{ns}
7. Caractéristiques de l'enfant			
Sexe de l'enfant (féminin)	-0,047*	-0,025 ^{ns}	-0,028 ^{ns}
Âge de l'enfant	-0,019 ^{ns}	-0,019 ^{ns}	-0,026 ^{ns}
Âge au carré de l'enfant	0,001 ^{ns}	0,001 ^{ns}	0,001 ^{ns}
Âge de la mère	0,001 ^{ns}	0,003 ^{ns}	0,007*
Poids à la naissance	-0,089**	-0,075**	-0,077**
Nombre de frères et soeurs	-0,075**	-0,067**	-0,062**
Nombre de frères et soeurs plus âgés	0,066**	0,067**	0,051**
8. Statistiques sommaires			
Corrélation entre les enfants	0,255	0,221	0,220
Écart/df de GEE	1,138	1,093	1,095
Nombre d'observations	11 857	10 734	9 539
Nombre de ménages dans le cycle 3	8 336	7 403	6 576

**=p<0,01, *=p<0,05, †=0,10 (tests bilatéraux de signification statistique), ns = non significatif

La mesure de la mauvaise santé est le résultat de l'addition des scores numériques de deux questions posées au principal gardien de l'enfant (la PCME). Les scores plus élevés représentent une moins bonne santé.

Le taux d'activité des femmes dans le SD est le taux des femmes ayant des enfants de six ans et plus.

Pour les enfants âgés de 12 à 15 ans, nous avons utilisé les scores les plus récents des compétences parentales.

La variable travail/études de la famille englobe également les familles monoparentales : la catégorie de référence est un couple ayant des rôles spécialisés où un partenaire travaille ou étudie et l'autre ne le fait pas.

L'âge de la mère et le sexe de l'enfant ainsi que l'âge de l'enfant, son âge au carré, son rang de naissance et l'âge de la PCME sont inclus comme des prédicteurs dans tous les modèles.

Des estimations standards empiriques sont utilisées (avec l'estimateur « sandwich »).

Tableau 8
Échantillon national : modèles de prévision des scores d'hyperactivité-inattention de l'enfant

Variables explicatives	Coefficients de régression partielle métrique		
	Modèle 1	Modèle 4	Modèle 5
1. Valeur à l'origine	9,418	1,60	1,596
2. Indicateurs du revenu			
Faible revenu à long terme	0,217**	1,71**	0,079 ^{ns}
Fluctuation du revenu familial par rapport aux besoins	0,001 ^{ns}	-0,001 ^{ns}	0,001 ^{ns}
Revenu moyen du SD pour des ménages de 2 pers. et plus	-0,018 ^{ns}	-0,015 ^{ns}	-0,014 ^{ns}
3. Indicateurs du stress familial			
Score du dysfonctionnement familial		0,017 ^{ns}	0,014 ^{ns}
Niveau de dépression de la PCME		0,073**	0,068**
4. Indicateurs des compétences parentales			
Compétences parentales positives, de 2 à 11 ans		0,016 ^{ns}	0,018 ^{ns}
Compétences parentales hostiles-inefficaces, de 2 à 11 ans		0,352**	0,348**
Compétences parentales constantes, de 2 à 11 ans		-0,037 [†]	-0,035 [†]
Compétences parentales répressives-aversives, de 2 à 11 ans		0,018 ^{ns}	0,026 ^{ns}
5. Indicateurs du quartier			
Activité des femmes dans le SD		0,022 ^{ns}	0,014 ^{ns}
Personnes par famille économique dans le SD		0,082 ^{ns}	0,110 ^{ns}
Ménages non traditionnels dans le SD		0,031 ^{ns}	0,022 ^{ns}
Néo-Canadiens dans le SD		0,133 ^{ns}	0,107 ^{ns}
Déménagements récents dans le SD		-0,040 ^{ns}	-0,056 ^{ns}
Minorités visibles asiatiques dans le SD		-1,171 ^{ns}	-0,991 ^{ns}
Efficacité collective perçue		-0,038 ^{ns}	-0,037 ^{ns}
Soutien social perçue		0,021 ^{ns}	0,019 ^{ns}
« Pas un bon endroit où élever des enfants »		0,135 ^{ns}	0,106 ^{ns}
Bénévolat (non)		0,286 [†]	0,228 ^{ns}
Pratique religieuse peu fréquente		0,092 [†]	0,082 [†]
6. Indicateurs de la famille			
Années d'instruction officielle de la PCME			-0,016 ^{ns}
Locataire et non propriétaire			0,299
Nouvel immigrant			-0,158 ^{ns}
Famille reconstituée			0,641**
Parents au travail/aux études			
Les deux travaillent ou étudient			0,048 ^{ns}
Ni l'un ni l'autre ne travaille/n'étudie			0,037 ^{ns}
Chef de famille monoparentale travaille/étudie			0,640**
Chef de famille monoparentale ne travaille pas/n'étudie pas			-0,083 ^{ns}
Sexe de la PCME (féminin)	0,190 ^{ns}	-0,166 ^{ns}	-0,216 ^{ns}
7. Caractéristiques de l'enfant			
Sexe de l'enfant (féminin)	-1,339**	-1,201**	-0,120**
Âge de l'enfant	-0,041 ^{ns}	0,520 ^{ns}	0,411 ^{ns}
Âge au carré de l'enfant	-0,006 ^{ns}	-0,036 [†]	-0,029 ^{ns}
Âge de la mère	-0,076**	-0,040**	-0,030*
Poids à la naissance	-0,367**	-0,367**	-0,349**
Nombre de frères et soeurs	-0,442**	-0,482**	-0,424**
Nombre de frères et soeurs plus âgés	0,399**	0,529**	0,465**
8. Statistiques sommaires			
Corrélation entre les enfants	0,201	0,151	0,146
Écart/df des EEG	11,688	10,638	10,563
Nombre d'observations	7 994	4 546	4 464
Nombre de ménages dans le cycle 3	6 132	3 930	3 861

** = p < 0,01, * = p < 0,05, † = 0,10 (tests bilatéraux de signification statistique), ns = non significatif

La mesure de l'hyperactivité de l'enfant est une échelle composée de questions auxquelles la PCME a répondu pour les enfants âgés uniquement de 4 à 11 ans.

Le taux d'activité des femmes dans le SD est le taux des femmes ayant des enfants de six ans et plus.

La variable travail/études de la famille englobe également les familles monoparentales : la catégorie de référence est un couple ayant des rôles spécialisés où un partenaire travaille ou étudie et l'autre ne le fait pas.

L'âge de la mère et le sexe de l'enfant ainsi que l'âge de l'enfant, son âge au carré, son rang de naissance et l'âge de la PCME sont inclus comme des prédicteurs dans tous les modèles.

Des estimations standards empiriques sont utilisées (avec l'estimateur « sandwich »).

Tableau 9
Échantillon national : modèles de prévision des résultats de l'enfant à une épreuve mathématique

Variables explicatives	Coefficients de régression partielle métrique		
	Modèle 1	Modèle 4	Modèle 5
1. Valeur à l'origine	-81,09	4,364	-31,861
2. Indicateurs du revenu			
Faible revenu à long terme	-8,292**	-8,766**	-5,794**
Fluctuation du revenu familial par rapport aux besoins			0,001 ^{ns}
Revenu moyen du SD pour des ménages de 2 pers. et plus	1,087 ^{ns}	2,155**	1,251 ^{ns}
3. Indicateurs du stress familial			
Score du dysfonctionnement familial		-0,729**	-0,595*
Niveau de dépression de la PCME		-0,340**	-0,228 ^{ns}
4. Indicateurs des compétences parentales			
Compétences parentales positives, de 2 à 11 ans		-1,037*	-0,905*
Compétences parentales hostiles-inefficaces, de 2 à 11 ans		-0,453 ^{ns}	-0,662 ^{ns}
Compétences parentales constantes, de 2 à 11 ans		0,262 ^{ns}	0,123 ^{ns}
Compétences parentales répressives-aversives, de 2 à 11 ans		-0,858 ^{ns}	-0,668 ^{ns}
5. Indicateurs du quartier			
Activité des femmes dans le SD		-0,785 ^{ns}	-1,224 ^{ns}
Personnes par famille économique dans le SD		-3,748 ^{ns}	-6,104 ^{ns}
Ménages non traditionnels dans le SD		5,843**	5,125**
Néo-Canadiens dans le SD		0,837 ^{ns}	-2,362 ^{ns}
Déménagements récents dans le SD		-2,364*	-1,951 ^{ns}
Minorités visibles asiatiques dans le SD		14,07 ^{ns}	26,071 ^{ns}
Efficacité collective perçue		-0,650 ^{ns}	-0,887 ^{ns}
Soutien social perçue		0,269 ^{ns}	0,237 ^{ns}
« Pas un bon endroit où élever des enfants »		-9,444**	-8,013**
Bénévolat (non)		1,005 ^{ns}	3,422 ^{ns}
Pratique religieuse peu fréquente		-1,384 ^{ns}	-0,724 ^{ns}
6. Indicateurs de la famille			
Années d'instruction officielle de la PCME			4,686**
Locataire et non propriétaire			-7,36 ^{ns}
Nouvel immigrant			10,068 ^{ns}
Famille reconstituée			-8,996*
Parents au travail/aux études			
Les deux travaillent ou étudient			2,926 ^{ns}
Ni l'un ni l'autre ne travaille/n'étudie			-0,943 ^{ns}
Chef de famille monoparentale travaille/étudie			-3,074 ^{ns}
Chef de famille monoparentale ne travaille pas/n'étudie pas			2,341 ^{ns}
Sexe de la PCME (féminin)	-1,330 ^{ns}	1,225 ^{ns}	4,702 ^{ns}
7. Caractéristiques de l'enfant			
Sexe de l'enfant (féminin)	4,000 [†]	2,007 ^{ns}	2,967 ^{ns}
Âge de la mère	1,834**	1,633**	1,140**
Poids à la naissance	4,832**	4,763*	2,830 ^{ns}
Nombre de frères et soeurs	4,548**	5,060**	4,34*
Nombre de frères et soeurs plus âgés	-8,525**	-8,502**	-7,97**
8. Statistiques sommaires			
Corrélation entre les enfants	0,200	0,200	0,166
Écart/df des EEG	4612,0	4453,8	4408,3
Nombre d'observations	4 391		3 510

**=p<0,01, *=p<0,05, †=0,10 (tests bilatéraux de signification statistique), ns = non significatif

Le résultat de l'échelle mathématique est construit de telle manière qu'il y a une corrélation avec l'âge. L'âge et l'âge au carré de l'enfant sont inclus dans tous les modèles.

La mesure de la mauvaise santé est le résultat de l'addition des scores numériques de deux questions posées au principal gardien de l'enfant (la PCME).

Le taux d'activité des femmes dans le SD est le taux des femmes ayant des enfants de six ans et plus.

Pour les enfants âgés de 12 à 15 ans, nous avons utilisé les scores les plus récents des compétences parentales.

La variable travail/études de la famille englobe également les familles monoparentales : la catégorie de référence est un couple ayant des rôles spécialisés où un partenaire travaille ou étudie et l'autre ne le fait pas.

L'âge de la mère et le sexe de l'enfant ainsi que l'âge de l'enfant, son âge au carré, son rang de naissance et l'âge de la PCME sont inclus comme des prédicteurs dans tous les modèles.

Des estimations standards empiriques sont utilisées (avec l'estimateur « sandwich »).

L'analyse des résultats des enfants à l'aide de l'échantillon national au troisième cycle de l'ELNEJ confirme que le faible revenu à long terme a des répercussions négatives sur les enfants. Dans le cas de l'hyperactivité-inattention, l'insertion de variables qui peuvent être considérées comme influençant l'impact de la pauvreté à long terme en réduit l'effet à un niveau non significatif. Toutefois, dans le cas de la santé physique et des résultats en mathématiques, les effets du faible revenu à long terme persistent, même après l'ajout d'un grand nombre de variables au niveau de la famille et au niveau du quartier à la multitudes de prédicteurs.

Selon notre analyse, certaines mesures du quartier sont étroitement liées aux résultats des enfants et aux indicateurs du style parental. Cependant, nous considérons cette partie de l'analyse comme étant insuffisante en ce qui touche les mesures des quartiers fondées sur l'enquête puisque, dans la plupart des cas, les mesures sont fondées sur l'évaluation du quartier et de son enfant par la même PCME. Par ailleurs, puisque de nombreux enfants de l'échantillon national représentent le seul enfant d'un secteur de dénombrement, il est impossible de déterminer si la pauvreté a des effets différents d'un quartier à l'autre. Voilà pourquoi nous avons décidé de nous concentrer sur un plus petit nombre d'enfants regroupés pour qu'il y en ait plusieurs par secteur de dénombrement et nous nous tournons maintenant vers l'analyse de cet « échantillon de quartiers ».

4.4 Les résultats de l'échantillon de quartiers

4.4.1 Le sous-échantillon d'analyse des effets du quartier

Les chiffres sont réduits dans l'échantillon de quartiers parce qu'il faut que la plupart des familles aient plus d'un enfant et que chaque quartier ait au moins un nombre raisonnable de familles²⁷. Cette exigence découle de la logique qui consiste à poser des questions à niveaux multiples et de la raison technique voulant que, même si des modèles mixtes peuvent donner des estimations non biaisées tirées de clichés non équilibrés où il manque aléatoirement des observations, les données qui s'éloignent trop d'un cliché équilibré constituent un trop grand défi computationnel. Après certains essais, nous avons établi la condition de sélection : l'enfant-occasions doit provenir d'un SD où il y a plus de dix enfants-occasions par rapport aux enfants pour lesquels nous avons des données longitudinales. Ainsi, nous avons effectué des analyses sur plus de 5 250 enfants-occasions des cycles 1, 2 ou 3 et 3 455 enfants-occasions lorsque nous avons restreint notre attention aux cycles 1 et 3. Les chiffres sont réduits lorsque les

²⁷ Tel que susmentionné, nous avons regroupé l'évaluation du quartier faite par les répondants au niveau des secteurs de dénombrement et nos analyses de l'échantillon de quartiers comprennent uniquement les variables de quartiers regroupés qui sont fondées sur les données d'au moins six répondants. Ces répondants ne doivent pas être les parents de l'enfant dont les prévisions des résultats sont établies dans une analyse précise. Par exemple, il est tout à fait possible que certaines PCME qui ont fait des commentaires sur un secteur de dénombrement donné étaient les mères de très jeunes enfants, alors que nous souhaitons prévoir les résultats d'enfants de sept ans. Le résultat de cette attention portée aux quartiers sur lesquels nous avons des mesures regroupées est que nous avons retiré des enfants des secteurs de dénombrement pour lesquels nous n'avons pas suffisamment d'information.

résultats des enfants prévus sont uniquement mesurés pour les enfants d'une tranche d'âge limitée et parfois par la présence de données manquantes pour certaines variables explicatives.

4.4.2 Les observations regroupées et les analyses longitudinales

Les enfants de l'échantillon de l'ELNEJ sont, dans une certaine mesure, « regroupés » dans des ménages et des secteurs de dénombrement (par ailleurs, l'aspect longitudinal des données donne un genre de « regroupement » des observations dans le temps). Tant que les enfants des ménages et des secteurs de dénombrement sont visés, la plupart de ces regroupements sont de taille un, tandis qu'un petit pourcentage est de taille deux, trois ou plus²⁸. Les enfants du cycle 3 sont, dans une certaine mesure, regroupés dans des familles, même si plus de la moitié représente le seul enfant de l'échantillon d'un ménage. À leur tour, les familles sont, dans une certaine mesure, regroupées dans des SD, même si, à nouveau, une grande proportion de familles sont les seules de l'échantillon de leur quartier. Les secteurs de recensement sont des unités géographiques à plus grande échelle mais, même dans ce cas, moins de 100 d'entre eux contiennent plus de 20 ménages de l'échantillon de l'ELNEJ (Foster et coll., 2001).

Une analyse des données longitudinales du genre de celles recueillies pour l'ELNEJ se fait selon deux approches générales. La première est axée sur les résultats lors de la collecte la plus récente des données et consiste à utiliser le plus possible l'historique de chaque enfant dans des modèles explicatifs. La seconde consiste à restructurer les données sur l'historique de chaque enfant en un ensemble d'enfant-occasions (voir, par exemple, Allison, 1999) et d'utiliser des modèles mixtes pour faire une modélisation hiérarchique.

Les modèles mixtes sont très généraux parce qu'ils peuvent traiter des occasions de chaque enfant (observations d'une vague à l'autre) regroupées pour l'enfant qui est regroupé dans une famille, etc. Lorsque les données sont imparfaites, comme c'est presque inévitable dans une étude longitudinale, les modèles mixtes sont plus indulgents que les approches standards à l'égard de l'analyse des mesures répétées puisque, en principe, ils peuvent donner des estimations non biaisées, même avec des données non équilibrées et manquantes de façon aléatoire (Littell et coll., 1996, p. 115). Les modèles mixtes hiérarchiques montrent habituellement que la majorité de la variation des résultats des enfants est entre les enfants (souvent liée à l'âge ou au sexe) et, par la suite, entre les familles, avec des

²⁸ Bien que de nombreux ménages de l'échantillon n'aient qu'un seul enfant dans l'enquête, le plan de sondage pour le premier cycle permettait d'inclure jusqu'à concurrence de quatre enfants dans une famille économique. Dans les cycles 2 et 3, le nombre maximal d'enfants par famille économique nouvellement choisie était restreint à deux et, même si, en principe, tous les enfants du cycle 1 devaient être suivis, il semble que la définition de l'expression « enfant longitudinal » exclut les enfants qui faisaient partie de l'un des trois ou quatre enfants de l'échantillon d'une même famille économique dans le cycle 1. Ce qui est essentiel ici, c'est que, bien que le cycle 1 de l'ELNEJ comprenne un certain nombre de regroupements d'enfants dans l'échantillon de la même famille économique, la définition de l'expression « enfants longitudinaux » est telle qu'elle réduit les conséquences que cela peut avoir sur le fardeau du répondant et l'estimation exacte des erreurs-types. Le nombre maximal d'enfants longitudinaux par ménage au cours du cycle 3 est de deux. Les estimations transversales des données du cycle 1 sont très intéressantes lorsque l'on estime les modèles axés sur les effets de la structure du ménage sur les résultats des enfants mais les enfants longitudinaux sont bien moins utilisés à cet égard.

proportions relativement restreintes de variations entre les SD, les secteurs de recensement ou des unités plus grandes (Boyle et Lipman, 1998; Foster, 2001). Bien que toutes les approches puissent estimer les effets de l'interaction transversale (par exemple, l'interaction entre les caractéristiques du quartier et les styles parentaux qui influent sur les résultats des enfants), les modèles mixtes peuvent estimer les écarts de pentes aléatoires, déterminant donc si les relations au niveau de la famille sont semblables dans divers quartiers (Snijders et Bosker, 1999, p. 67 à 85.)

4.4.3 Le cadre de modélisation à plusieurs niveaux

La variation des résultats des enfants liée au revenu familial, à l'ethnicité, aux pratiques parentales et à d'autres caractéristiques des parents est « interfamiliale » et, dans le modèle théorique le plus simple, les différences « interfamiliales » devraient se répercuter de la même manière sur tous les enfants de la même famille. Dans une formulation de l'« interaction transversale » plus perfectionnée, un événement au niveau de la famille, comme l'expérience du deuil, du divorce ou de la pauvreté intermittente, peut avoir une incidence sur les jeunes enfants différente de celle que ressentent des enfants plus âgés. Évidemment, les enfants élevés dans le même ménage ont souvent des résultats différents. De telles différences peuvent être liées à des déficits précoces de la santé, au sexe, au rang de naissance, aux compétences parentales différentes ou à d'autres facteurs, mais elles sont toutes « au sein du ménage ». Selon la modélisation hiérarchique, la variation des résultats des enfants « dans la famille » est au cœur de la variation « interfamiliale ». Puisque les familles sont situées dans des quartiers, nous pouvons aussi parler de variations « interfamiliales » des résultats des enfants au cœur de la variation « entre les quartiers ». Nous pourrions également dire que la variation « interfamiliale » des pratiques parentales est située au cœur de la variation « entre les quartiers ». Lorsque nous avons mesuré le même résultat à plusieurs reprises pour chaque enfant, comme cela se fait dans une enquête longitudinale, nous avons également obtenu une variation « chez un même enfant ».

Notre réflexion sur les effets qui peuvent découler de différents niveaux d'analyse nous amène à des discussions classiques des erreurs « écologiques » et « individualistes ». Ces prétendues erreurs surviennent parce que les coefficients de régression partielle estimés à un niveau d'analyse n'ont pas nécessairement la même taille, voire le même signe, que les coefficients correspondants estimés à un niveau d'analyse inférieur ou supérieur. Lorsque c'est le cas, cette situation s'explique habituellement par les processus sociaux différents qui entrent en jeu aux divers niveaux d'analyse. Par exemple, une corrélation des secteurs de recensement entre le pourcentage de familles monoparentales et le pourcentage d'enfants qui ont décroché de l'école secondaire pourrait être le reflet de compétences parentales relativement moins efficaces des chefs des familles monoparentales mais pourrait tout aussi bien représenter le fait que les familles monoparentales ont tendance à vivre dans des secteurs à faible revenu, où tous les enfants courent davantage le risque de décrocher. La modélisation linéaire hiérarchique a pour vertu de modéliser explicitement le problème des « niveaux d'analyse » et de donner les meilleures estimations linéaires non biaisées des paramètres de modèle.

Les modèles linéaires hiérarchiques ont recours à l'analyse de données de « modèles mixtes » qui estime non seulement la partie « fixe » du modèle de régression multiple standard, mais encore les variances des valeurs à l'origine aléatoires à différents niveaux du modèle. Il est également possible d'estimer les variances des pentes aléatoires, une fois encore à différents niveaux. Dans le « modèle des valeurs à l'origine aléatoires », nous estimons la variance des valeurs à l'origine aléatoires en résumant les différences entre les SD, $\tau_{\text{Quartiers}}$, de même que la variance des valeurs à l'origine aléatoires représentant les différences interfamiliales, τ_{Familles} , et la variance des valeurs à l'origine aléatoires résumant les différences entre les enfants, τ_{Enfants} . Une variance résiduelle σ^2 peut être estimée à partir de la variation chez un même enfant entre les vagues de l'enquête longitudinale. Un test statistique de l'hypothèse voulant que la variance des valeurs à l'origine aléatoires à un niveau donné du modèle soit de zéro est un résultat utile que l'on peut obtenir à partir de la modélisation hiérarchique. Par exemple, si les valeurs à l'origine aléatoires des quartiers sont essentiellement identiques (variance de zéro), on peut dire que les variables explicatives au niveau du quartier dans le modèle prédictif expliquent les différences des résultats des enfants dans les quartiers. En général, à mesure que des variables indépendantes s'ajoutent au modèle prédictif, la variation inexpliquée du modèle au niveau du quartier, de la famille et de l'enfant est réduite et chaque valeur peut être signalée séparément. Le « modèle de pentes aléatoires » contient les mêmes termes que le modèle des valeurs à l'origine aléatoires mais ajoute un terme pour la variance du paramètre de la pente qui varie hypothétiquement selon le groupe. Nous présentons ci-dessous ce genre de modèle pour la pente du lien entre la pauvreté familiale à long terme et la santé de l'enfant et nous testons l'hypothèse selon laquelle cette pente varie selon le quartier.

4.4.4 Les modèles linéaires hiérarchiques de prévision des résultats des enfants

Dans cette partie, nous rendons compte des résultats des modèles linéaires hiérarchiques ajustés en vue de la prévision de deux résultats des enfants et d'un style parental. Nous avons choisi la santé physique de l'enfant, évaluée par la personne qui connaît le mieux l'enfant (le PCME) dans les cycles 1, 2 et 3, comme première variable dépendante et le niveau d'hyperactivité-inattention de l'enfant (une fois encore évalué par la PCME) dans les cycles 1 et 3 comme seconde variable. Nous n'avons pas pu analyser les résultats aux épreuves mathématiques de la même manière en raison des défauts dans leur administration lors du cycle 1. L'analyse finale de la présente partie est la prévision des compétences parentales hostiles-agressives à l'aide du même modèle à plusieurs niveaux.

4.4.4.1 Les modèles linéaires hiérarchiques de prévision de la santé physique des enfants

La santé physique d'un enfant est mesurée par les réponses de la PCME à deux questions globales. Des scores élevés indiquent une mauvaise santé, perçue par la PCME. Le tableau 10 illustre la prévision de la santé de l'enfant indiquée par la PCME suivant cinq étapes analytiques. Les cinq modèles comprennent les prédicteurs de base du sexe, de l'âge et de l'âge au carré de l'enfant, de même que du poids de l'enfant à la naissance, de l'âge de la mère, du sexe de la PCME, du nombre au total de frères et sœurs, du nombre de frères et sœurs plus âgés et de la vague de l'enquête. Un résumé du sixième modèle (le modèle « vide » ou « nul ») est donné dans la partie inférieure gauche du tableau. Le modèle 1 inclut les variables exogènes de la pauvreté à long terme et du revenu moyen du quartier. Les modèles 2, 3 et 4 ajoutent les variables qui influencent et modifient les associations : le dysfonctionnement familial et la dépression de la PCME (modèle 2), les styles parentaux (modèle 3) et les indicateurs du capital social du quartier (modèle 4). Le modèle 5 comprend d'autres mesures temporalisées au niveau de la famille, notamment le travail/les études de la PCME et de son partenaire (le cas échéant), mesures qui englobent également les familles monoparentales. D'autres mesures incorporées dans le modèle 5 déterminent, entre autres, s'il s'agit d'une famille reconstituée, s'il s'agit d'immigrants, si la famille est propriétaire et quel est le nombre d'années d'instruction officielle de la PCME.

Tableau 10					
Pente aléatoire de l'échantillon de quartiers et modèles de valeurs à l'origine de la santé physique des enfants aux cycles 1, 2 et 3					
Variables explicatives	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
1. Valeurs à l'origine	3,675	3,430	3,353	3,778	3,905
2. Indicateurs de la pauvreté					
Faible revenu à long terme (pauvreté à long terme)	0,113**	0,085**	0,074*	0,072*	0,012 ^{ns}
Revenu moyen des ménages de 2 pers. ou plus dans le SD	-0,003 ^{ns}	-0,001 ^{ns}	-0,004 ^{ns}	0,013 ^{ns}	0,013 ^{ns}
Fluctuation du revenu familial par rapport aux besoins					-0,001 ^{ns}
3. Indicateurs du stress familial					
Score du dysfonctionnement familial		0,015**	0,014**	0,012**	0,012**
Niveau de dépression de la PCME		0,015**	0,015 ^{ns}	0,015**	0,013**
4. Indicateurs des compétences parentales					
Compétences parentales positives, de 2 à 11 ans			0,009 ^{ns}	0,008 ^{ns}	0,008 ^{ns}
Compétences parentales hostiles-inefficaces, de 2 à 11 ans			0,017**	0,018**	0,019**
Compétences parentales constantes, de 2 à 11 ans			-0,016**	-0,017**	-0,014*
Compétences parentales répressives-aversives, de 2 à 11 ans			-0,004 ^{ns}	-0,006 ^{ns}	-0,003 ^{ns}
5. Indicateurs du quartier					
Taux d'activité des femmes dans le SD				0,015 ^{ns}	0,019 ^{ns}
Personnes par famille économique dans le SD				-0,088 ^{ns}	-0,079 ^{ns}
Ménages non traditionnels dans le SD				-0,002 ^{ns}	-0,004 ^{ns}
Fluctuation des ménages non traditionnels dans le SD					-0,256**
Néo-Canadiens dans le SD				0,022 ^{ns}	0,031 ^{ns}
Déménagements récents dans le SD				-0,008 ^{ns}	-0,011 ^{ns}
Minorités visibles asiatiques dans le SD				-1,356 [†]	-1,297 [†]

Tableau 10 (suite)
Pente aléatoire de l'échantillon de quartiers et modèles de valeurs à l'origine de la santé physique des enfants aux cycles 1, 2 et 3

Variables explicatives	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Efficacité collective du SD				0,009	0,0 ^{ns}
Soutien social du SD				-0,003 [†]	-0,020 ^{ns}
Le SD n'est « pas un bon endroit où élever des enfants »				0,126*	0,108*
Bénévolat dans le SD				-0,084 ^{ns}	-0,057 ^{ns}
Pratique religieuse peu fréquente dans le SD				-0,013 ^{ns}	-0,022 ^{ns}
6. Indicateurs de la famille					
Années d'instruction officielle de la PCME					-0,032**
Locataire et non propriétaire					0,139*
Nouvel immigrant					-0,476 [†]
Famille reconstituée					0,086 ^{ns}
Parents au travail/aux études					
Les deux travaillent ou étudient					-0,071*
Ni l'un ni l'autre ne travaille/n'étudie					-0,077 ^{ns}
Chef de famille monoparentale travaille/étudie					-0,070 ^{ns}
Chef de famille monoparentale ne travaille pas/n'étudie pas					0,063 ^{ns}
Poids de l'enfant à la naissance	-0,164**	-0,153**	-0,148**	-0,152**	-0,154**
Nombre de frères et sœurs dans le ménage	-0,059*	-0,054 [†]	-0,060*	-0,061*	-0,067*
Rapport de vraisemblance, khi carré	14744,8	14617,2	14343,4	14247,2	13431,1
14862,6					
Modèle vide des composantes de variance					
Résiduel σ^2	0,617**	0,615**	0,609**	0,611**	0,599**
τ Enfants	0,372**	0,364**	0,361**	0,357**	0,355**
τ Familles	0,191**	0,167**	0,148**	0,141**	0,119**
τ Pauvreté long terme* mauvaise santé		0,026**	0,025**	0,027**	0,026**
τ Quartiers	0,024*	0,008 ^{ns}	0,004 ^{ns}	0,0 ^{ns}	0,0 ^{ns}
Observations utilisées	5 250	5 235	5 208	5 097	4 858

**=p<0,01, *=p<0,05, †=0,10 (tests bilatéraux de signification statistique), ns = non significatif

Analyse des données enfant-occasions de 2 271 enfants, 1 451 ménages et 215 secteurs de dénombrement, chaque secteur de dénombrement comprenant au moins 20 enfants-occasions.

La mesure de la mauvaise santé est le résultat de l'addition des scores numériques de deux questions posées au principal gardien de l'enfant (la PCME). Les scores plus élevés représentent une moins bonne santé.

Le taux d'activité des femmes dans le SD est le taux des seules femmes ayant des enfants de six ans et plus.

Pour les enfants âgés de 12 à 15 ans, nous avons utilisé les scores les plus récents des compétences parentales.

La variable travail/études de la famille englobe également les familles monoparentales : la catégorie de référence est un couple ayant des rôles spécialisés où un partenaire travaille ou étudie et l'autre ne le fait pas.

L'âge de la mère et le sexe de l'enfant ainsi que l'âge de l'enfant, son âge au carré, son rang de naissance et l'âge de la PCME sont inclus comme des prédicteurs dans tous les modèles.

Nous commençons cette partie en rendant compte des estimations des effets fixes du modèle mixte. L'évaluation de la santé physique de l'enfant par la PCME est liée à la pauvreté à long terme, mais non au revenu moyen du quartier (modèle 1). Le signe du coefficient de régression est positif, ce qui signifie que la pauvreté à long terme est associée à la moins bonne santé de l'enfant. Après ajustement du stress familial dans le modèle 2, ce coefficient est considérablement réduit, mais demeure statistiquement significatif. Un autre ajustement, cette fois-ci pour tenir compte des compétences parentales (modèle 3), n'a pas d'incidence sur le coefficient de la pauvreté à long terme et l'ajout des mesures du quartier (modèle 4) ne réduit le coefficient de la pauvreté à long terme que de façon minimale. L'insertion de l'ensemble final des mesures de la famille ramène le coefficient de la pauvreté à long terme à moins du tiers de la valeur qu'il avait dans le modèle 1 et le

rend statistiquement non significatif. Nous en concluons que l'incidence de la pauvreté à long terme sur la santé physique des enfants subit toute l'influence de la combinaison des mesures de stress familial insérées dans le modèle 2 et des autres mesures de la famille ajoutées au modèle 5. Les styles parentaux influent sur la santé physique des enfants mais, contrairement au modèle de stress familial, ils n'ont pas d'incidence sur les effets de la pauvreté à long terme.

Nos estimations des effets aléatoires du modèle mixte sont tout aussi instructives. Elles comprennent $\tau_{\text{Quartiers}}$ et τ_{Familles} comme variances des valeurs à l'origine aléatoires et $\tau_{\text{Pauvreté à court terme} \times \text{Mauvaise santé}}$ qui est la variance de la pente du lien entre la pauvreté à long terme et la mauvaise santé. Comme dans notre analyse de la manière dont les estimations des effets fixes changent lorsque des variables explicatives sont ajoutées au modèle, nous pouvons observer comment les diverses composantes de variance fluctuent d'un modèle à l'autre.

La variation entre les quartiers comprend à la fois $\tau_{\text{Quartiers}}$ et $\tau_{\text{Pauvreté à long terme} \times \text{Mauvaise santé}}$. Dans une analyse antérieure (non présentée), nous n'avons pas divisé cette variance et nous avons pu démontrer que la variance entre les quartiers était très différente du zéro dans le modèle vide ainsi que dans le modèle 1 mais que, au moment où nous étions rendus au modèle 5, elle était ramenée à moins de la moitié de sa taille d'origine et n'était plus très différente du zéro. Cela démontrait qu'il y avait bel et bien des différences entre les quartiers quant à la santé des enfants et que ces différences pouvaient être prises en compte par le contrôle des mesures de la pauvreté, du stress familial et du capital social du quartier.

Le modèle vide schématisé dans la partie inférieure gauche du tableau 10 résume les résultats de la prévision de la santé physique à partir des seules valeurs à l'origine. Ce modèle n'inclut pas de pente aléatoire et la variance entre les quartiers est sensiblement différente du zéro. Le modèle 1 introduit les effets fixes de la pauvreté à long terme et d'autres prédicteurs. Il introduit également une pente aléatoire pour le lien entre la pauvreté à long terme et la santé physique de l'enfant, étape qui ramène immédiatement $\tau_{\text{Quartiers}}$ à une valeur non significative, alors que presque toute sa variance entre dans $\tau_{\text{Pauvreté à long terme} \times \text{Mauvaise santé}}$, qui exprime la variabilité de ce lien par rapport aux quartiers. La variance de la pente aléatoire demeure très significative dans les modèles 2 à 5 et nous n'avons pas encore trouvé d'interaction transversale des effets fixes qui pourrait en réduire l'importance. Par conséquent, nous avons démontré que l'effet de la pauvreté à long terme sur la santé de l'enfant suit une pente différente selon le quartier où vivait l'enfant au troisième cycle de l'ELNEJ. Les quartiers modifient bel et bien les effets de la pauvreté à long terme. Cela peut s'expliquer par une multitude de processus sociaux, allant de degrés variables de soutien du quartier à la migration différentielle entre les quartiers par les enfants. D'autres recherches devraient porter sur les détails de la manière dont cela se produit.

La variation interfamiliale de la santé physique des enfants est sensiblement différente du zéro dans tous les modèles. Cela signifie que la variation interfamiliale significative est présente, même une fois que toutes les variables explicatives ont été insérées. La comparaison de la manière dont τ_{Familles} change à mesure que nous passons du modèle vide au modèle 5 démontre que l'insertion des mesures de la pauvreté (modèle 1) ne la réduit que

de façon minimale, alors que l'ajout des mesures du stress familial (modèle 2) entraîne une autre petite réduction et que l'ajout des mesures des compétences parentales produit également une autre légère diminution en pourcentage. Il est logique de dire que l'ajout des mesures du quartier n'a pas d'incidence sur τ_{Familles} , alors que l'ajout des autres mesures de la famille la réduit d'environ 10 % de plus.

Revenons à la description des effets fixes des variables explicatives sur la santé des enfants. Les résultats des effets du stress familial, des mesures des compétences parentales et de certains indicateurs du quartier sont intéressants. La dépression de la PCME et les compétences parentales hostiles-agressives ont des répercussions très importantes qui ne sont pas beaucoup influencées par l'ajout d'autres variables explicatives. Les compétences parentales constantes ont des répercussions significatives sur la santé de l'enfant et celles-ci ne sont essentiellement pas modifiées par l'ajout des mesures du quartier dans le modèle 4, mais disparaissent après l'ajout des mesures au niveau de la famille dans le modèle 5. Ces mesures de la famille influent de toute évidence sur les effets des compétences parentales constantes, ou le manque de telles compétences, sur la santé physique des enfants. Le dysfonctionnement familial joue un rôle semblable, même si son effet dans le modèle 5 demeure statistiquement significatif, mais quelque peu atténué. Les quartiers dont les scores des indicateurs de recensement des ménages non traditionnels sont plus élevés sont associés à une moins bonne santé des enfants dans les modèles 4 et 5, même si le sens de l'association partielle change après l'insertion des indicateurs des ménages non traditionnels dans le modèle 5. Les quartiers ayant un plus grand nombre de minorités visibles asiatiques sont associés à une meilleure santé des enfants dans les modèles 4 et 5. Parmi les mesures de quartiers regroupées, notons les liens entre la santé des enfants, la moyenne du soutien social et la moyenne des réponses à la question, à savoir si le quartier est un bon ou un mauvais endroit où élever des enfants. Puisque l'effet de la moyenne du soutien social est important dans le modèle 4, mais pas dans le modèle 5, nous concluons qu'il est influencé par les mesures au niveau de la famille.

4.4.4.2 Les modèles linéaires hiérarchiques de prévision de l'hyperactivité-inattention des enfants

Le tableau 11 illustre les cinq mêmes modèles nichés que le tableau précédent mais, cette fois-ci, comme prévision de l'échelle d'hyperactivité-inattention des enfants âgés de 4 à 11 ans pendant les cycles 1 et 3. Nous n'estimons pas une pente aléatoire du genre de celle figurant dans le tableau précédent. Nous avons exclu les observations du cycle 2 pour que les mesures d'enquête regroupées des quartiers soient davantage reliées au dossier de l'enfant²⁹. Pour cette raison et puisque la mesure de l'hyperactivité-inattention est uniquement disponible pour les enfants jusqu'à 11 ans, le nombre d'enfants-occasions de l'analyse est d'au plus 2 742 et est ramené à 2 529 dans le modèle final en raison des données manquantes de certaines variables explicatives.

²⁹ Aucune question n'a été posée au sujet des quartiers dans le cycle 2. Même si notre méthode de regroupement des réponses de la PCME sur les quartiers au niveau des SD nous permettrait d'utiliser les observations sur les mesures du quartier regroupées pour le cycle 2, nous avons été prudents et les avons exclues.

Tableau 11
Modèles des valeurs à l'origine aléatoires de l'échantillon de quartiers¹ pour prévoir
l'hyperactivité-inattention aux cycles 1 et 3

Variables explicatives	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
1. Valeurs à l'origine	9,369	8,439	4,995	1,034	2,858
2. Indicateurs de la pauvreté					
Faible revenu à long terme	0,233**	0,114**	0,189*	0,193*	0,042 ^{ns}
Revenu moyen du SD	-0,091 ^{ns}	-0,080 ^{ns}	-0,136*	-0,128 ^{ns}	-0,090 ^{ns}
3. Indicateurs du stress familial					
Score du dysfonctionnement familial		0,039**	0,004 ^{ns}	0,014 ^{ns}	0,011 ^{ns}
Niveau de dépression de la PCME		0,098**	0,055**	0,052**	0,048**
4. Indicateurs des compétences parentales					
Compétences parentales positives, de 2 à 11 ans			0,041 [†]	0,040 ^{ns}	0,033 ^{ns}
Compétences parentales hostiles-inefficaces, de 2 à 11 ans			0,353**	0,352**	0,348**
Compétences parentales constantes, de 2 à 11 ans			-0,037 [†]	-0,035 [†]	-0,029 ^{ns}
Compétences parentales répressives-aversives, de 2 à 11 ans			0,084*	0,079*	0,081*
5. Indicateurs du quartier (SD)					
Taux d'activité des femmes dans le SD				0,039 ^{ns}	0,027 ^{ns}
Personnes par famille économique dans le SD				0,264 ^{ns}	0,2557 ^{ns}
Ménages non traditionnels dans le SD				0,130 ^{ns}	0,130 ^{ns}
Changement de quartier dans le SD (dquart)					-0,201 ^{ns}
Néo-Canadiens dans le SD				0,495 ^{ns}	0,744 ^{ns}
Déménagements récents dans le SD				-0,071 ^{ns}	-0,059 ^{ns}
Minorités visibles asiatiques dans le SD				-2,645 ^{ns}	-4,26 ^{ns}
Efficacité collective du SD				0,012 ^{ns}	-0,021 ^{ns}
Soutien social du SD				0,114*	0,124*
Le SD n'est « pas un bon endroit où élever des enfants »				0,226 ^{ns}	0,092 ^{ns}
Bénévolat dans le SD				0,732*	0,661*
Pratique religieuse peu fréquente dans le SD				-0,024 ^{ns}	-0,059 ^{ns}
7. Indicateurs de la famille					
Années d'instruction officielle de la PCME					-0,136**
Locataire et non propriétaire					0,183 ^{ns}
Nouvel immigrant					-1,331 ^{ns}
Famille reconstituée					0,328 ^{ns}
Parents au travail/aux études					
Les deux travaillent ou étudient					-0,039 ^{ns}
Ni l'un ni l'autre ne travaille/n'étudie					0,270 ^{ns}
Chef de famille monoparentale travaille/étudie					0,496 ^{ns}
Chef de famille monoparentale ne travaille pas/n'étudie pas					0,251 ^{ns}
Poids de l'enfant à la naissance	-0,517**	-0,470**	-0,438**	-0,420**	-0,363**
Âge de la mère	-0,044*	-0,036*	-0,027 ^{ns}	-0,029 ^{ns}	-0,013 ^{ns}
Nombre de frères et sœurs	-0,347**	-0,299**	-0,440**	-0,457**	-0,449**
Nombre de frères et sœurs plus âgés	0,338**	0,302**	0,419**	0,426**	0,329**
Rapport de vraisemblance, khi carré	14205,1	14077,4	13602,2	13533,9	12634,7
Composantes de variance : modèle vide					
Résiduel σ^2	5,649**	5,530**	5,556**	5,536**	5,568**
τ_{Enfants}	4,287**	3,526**	3,575**	2,120**	2,009**
τ_{Familles}	1,795**	1,895**	1,569**	1,291**	1,217**
$\tau_{\text{Quartiers}}$	0,616**	0,647**	0,397**	0,341**	0,330**
Observations utilisées	2 736	2 724	2 713	2 701	2 529

**=p<0,01, *=p<0,05, †=0,10 (tests bilatéraux de signification statistique), ns = non significatif

La variable travail/études de la famille englobe les familles monoparentales : la catégorie de référence est un couple ayant des rôles spécialisés où un partenaire travaille ou étudie et l'autre ne le fait pas.

Le poids à la naissance, l'âge de la mère et le sexe de l'enfant, ainsi que l'âge, l'âge au carré, le nombre de frères et sœurs et le rang de naissance de l'enfant, sont inclus dans tous les modèles. Le sexe de l'enfant (non illustré) a un effet hautement significatif sur l'hyperactivité-inattention dans tous les modèles et les garçons sont plus hyperactifs que les filles.

¹N=3 455 enfants-occasions aux cycles 1 et 3.

Comme dans notre analyse de l'échantillon national (tableau 8), il y a un lien très significatif entre la pauvreté à long terme et l'hyperactivité-inattention dans le modèle 1. Ce lien est atténué lorsque d'autres variables explicatives sont contrôlées et il devient non significatif dans le modèle 5. Comme on le prévoyait dans le modèle de stress familial, le coefficient de la pauvreté à long terme est réduit de moitié lorsque les mesures du dysfonctionnement familial et de la dépression de la PCME sont insérées dans le modèle 2. L'ajout des mesures du style parental dans le modèle 3 ne réduit pas davantage l'effet estimatif de la pauvreté à long terme mais réduit le coefficient de dysfonctionnement familial qui est ramené à une valeur non significative, alors qu'il n'a pas d'effet sur le coefficient de la dépression de la PCME. Ces résultats sont conformes à l'idée voulant que le stress familial modifie l'effet de la pauvreté à long terme sur l'hyperactivité-inattention de l'enfant et que certaines mesures du style parental modifient à leur tour l'effet du dysfonctionnement familial. Les répercussions de la dépression de la PCME ne sont pas influencées par une de nos mesures des compétences parentales et demeurent hautement significatives dans tous les modèles, y compris le modèle 5. Les compétences parentales hostiles-inefficaces ont un lien très significatif avec l'hyperactivité-inattention dans tous les modèles où elles apparaissent et il en va de même pour les compétences parentales constantes, même si leur signification statistique est moins grande. Les mesures du soutien social et la prévalence du bénévolat au niveau du quartier ont un lien positif avec l'hyperactivité-inattention des enfants dans les modèles 4 et 5. Selon l'analyse de l'échantillon national, le fait de vivre dans une famille reconstituée ou une famille monoparentale où le parent travaille ou étudie rend un enfant plus hyperactif, mais ces résultats ne sont pas confirmés dans l'analyse de l'échantillon des quartiers.

Nous montrons les estimations de la partie des effets aléatoires du modèle au bas du tableau 11. Elles incluent $\tau_{\text{Quartiers}}$ ainsi que τ_{Familles} et τ_{Enfants} qui sont les variances des valeurs à l'origine aléatoires à différents niveaux de la hiérarchie. Comme dans notre analyse de la manière dont les estimations des effets fixes changent lorsque des variables explicatives sont ajoutées au modèle, nous pouvons observer comment les diverses composantes des variables changent d'un modèle à l'autre. Si nous commençons par le modèle contenant uniquement les valeurs à l'origine à titre de prédicteurs (le « modèle vide »), nous observons que la variation de l'hyperactivité des enfants entre les quartiers est sensiblement différent du zéro, même si environ un septième est enregistré entre les enfants et environ un tiers est une variance interfamiliale. Ces estimations peuvent être comparées à celles signalées par Boyle et Lipman (1998), même si elles traitaient uniquement des données du premier cycle, qu'elles utilisaient un échantillon beaucoup plus large d'enfants et qu'elles employaient une méthode d'estimation différente. Si l'on compare les effets aléatoires des modèles 1 à 5, il est évident que l'ajout de groupes successifs de variables explicatives réduit graduellement la variation entre les quartiers jusqu'au modèle 5, où elle affiche environ la moitié de la valeur qu'elle avait à l'origine, même si elle est toujours sensiblement différente du zéro. Cela signifie qu'il y a des différences pertinentes de l'hyperactivité des enfants selon le quartier, même après le contrôle de toutes les variables explicatives au niveau de l'enfant, de la famille et du quartier. Une autre analyse de ces données examinera les effets de l'inclusion des données du cycle 2 et de l'ajustement des termes d'une pente aléatoire du genre de celle signalée dans la modélisation à niveaux multiples de la santé physique des enfants.

4.4.4.3 Les modèles linéaires hiérarchiques de prévision de l'expérience des compétences parentales hostiles-inefficaces chez les enfants

Nous signalons une série de modèles de valeurs à l'origine aléatoires à niveaux multiples prévoyant les compétences parentales hostiles-agressives dans le tableau 12. Comme dans le tableau 11, les données proviennent de l'échantillon de quartiers et comprennent uniquement les vagues 1 et 3. Pour cette raison et parce que cette échelle des compétences parentales est uniquement disponible pour les enfants âgés jusqu'à 11 ans, le nombre d'enfants-occasions de l'analyse est au plus de 2 742 et est ramené à 2 545 dans le modèle final parce qu'il manque des données pour certaines variables explicatives. Nous nous attachons aux sources des compétences parentales hostiles-agressives, car nos analyses de l'échantillon national confirment les résultats d'études antérieures réalisées à l'aide de l'ELNEJ ayant démontré que ce style est lié à des résultats négatifs des enfants.

Le tableau 12 montre quatre modèles appelés modèle 1, modèle 2, modèle 4 et modèle 5, le modèle 3 absent étant celui qui aurait inclut les variables des compétences parentales comme prédicteurs si nous avons construit des modèles des résultats des enfants. Les effets fixes estimés pour les divers modèles montrent que la pauvreté à long terme n'a au départ aucun effet sur les compétences parentales hostiles-inefficaces, constatation qui confirme les résultats de l'échantillon national. À mesure que d'autres variables explicatives sont insérées dans les modèles 2 à 5, le lien devient statistiquement significatif, même s'il va dans le sens opposé de celui que nous attendions de notre interprétation du modèle de stress familial : c'est-à-dire que, abstraction faite des autres facteurs, l'expérience de la pauvreté à long terme est associée à des niveaux réduits de compétences parentales hostiles-agressives. Les deux indicateurs de stress familial ont des effets très significatifs sur les compétences parentales hostiles-agressives dans tous les modèles et ces effets vont dans le sens attendu : le dysfonctionnement familial et la dépression du gardien sont liés à des niveaux élevés de compétences parentales hostiles-agressives. Nos mesures d'enquête regroupées de l'efficacité collective, du soutien social, etc., ne sont pas liées aux compétences parentales hostiles-inefficaces. Cependant, des indicateurs objectifs des caractéristiques du quartier montrent des liens très intéressants. Des niveaux plus élevés d'activité des mères d'enfants de plus de six ans ont un impact très grand sur les compétences parentales hostiles-agressives ($b = 0,249$ dans le modèle final). C'est le même résultat que nous avons obtenu dans l'échantillon national, même si le coefficient de régression était plus petit ($b = 0,173$). L'indicateur de recensement des néo-Canadiens montre un lien important avec les compétences parentales hostiles-inefficaces, à un point tel que plus l'incidence des néo-Canadiens est grande, plus le score des compétences parentales hostiles-inefficaces est élevé. Notre interprétation de ce lien doit prendre en compte une autre constatation, soit que la présence de minorités visibles de l'Asie de l'Est dans les secteurs de dénombrement est liée à une réduction marquée des compétences parentales hostiles-inefficaces. Dans l'ensemble, ce style parental subit l'incidence du stress familial et de plusieurs indicateurs objectifs du type de quartier.

Tableau 12
Modèles de valeurs à l'origine aléatoires de l'échantillon de quartiers sur l'expérience des compétences parentales hostiles-inefficaces des enfants aux cycles 1 et 3

Variables explicatives	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 4	Modèle 5
1.Valeurs à l'origine	8,563	7,200	8,145	8,223
2.Indicateurs de la pauvreté				
Faible revenu à long terme (pauvreté à long terme)	-0,059 ^{ns}	-0,217*	-0,222*	-0,218 [†]
Revenu moyen des ménages de 2 pers. ou plus dans le SD	0,165*	0,176*	0,028 ^{ns}	0,032 ^{ns}
Fluctuation du revenu familial par rapport aux besoins				0,001 ^{ns}
3.Indicateurs du stress familial				
Score du dysfonctionnement familial		0,081**	0,087**	0,089**
Niveau de dépression de la PCME		0,107**	0,106**	0,105**
4.Indicateurs du quartier				
Taux d'activité des femmes dans le SD			0,238**	0,249**
Personnes par famille économique dans le SD			-1,034*	-0,985*
Ménages non traditionnels dans le SD			-0,230 [†]	-0,251 [†]
Fluctuation des ménages non traditionnels dans le SD				0,027 ^{ns}
Néo-Canadiens dans le SD			1,317*	1,528*
Déménagements récents dans le SD			0,136 ^{ns}	0,090 ^{ns}
Minorités visibles asiatiques dans le SD			-8,833*	-10,12**
Efficacité collective du SD			-0,115 ^{ns}	-0,100 ^{ns}
Soutien social du SD			0,116 [†]	0,099 ^{ns}
Le SD n'est « pas un bon endroit où élever des enfants »			0,371 ^{ns}	0,406 ^{ns}
Bénévolat dans le SD			-0,511 ^{ns}	-0,474 ^{ns}
Pratique religieuse peu fréquente dans le SD			0,160 ^{ns}	0,125 ^{ns}
5.Indicateurs de la famille				
Années d'instruction officielle de la PCME				-0,016 ^{ns}
Locataire et non propriétaire				-0,044 ^{ns}
Nouvel immigrant				-0,268 ^{ns}
Famille reconstituée				0,556 [†]
Parents au travail/aux études				
Les deux travaillent ou étudient				0,181 ^{ns}
Ni l'un ni l'autre ne travaille/n'étudie				0,063 ^{ns}
Chef de famille monoparentale travaille/étudie				0,233 ^{ns}
Chef de famille monoparentale ne travaille pas/n'étudie pas				-0,281 ^{ns}
Sexe de la PCME (féminin)	1,298**	1,117**	1,050**	0,884*
Nombre de frères et soeurs dans le ménage	0,307**	0,369**	0,360**	0,322**
Nombre d'enfants plus âgés	-0,203 [†]	0,263*	-0,268*	-0,269*
Rapport de vraisemblance, khi carré	14380,8	14282,4	14122,1	14016,6
Composantes de variance : modèle vide				13084,0
Résiduel σ^2	6,413**	6,335**	6,482**	6,439**
[†] Enfants	0,251 ^{ns}	0,155 ^{ns}	0,078 ^{ns}	0,092 ^{ns}
[†] Familles	5,288**	5,147**	4,486**	4,446**
[†] Quartiers	1,267**	1,250**	1,009**	0,719**
Observations utilisées	2 742	2 742	2 729	2 717

**=p<0,01, *=p<0,05, †=0,10 (tests bilatéraux de signification statistique), ns = non significatif

Le taux d'activité des femmes dans le SD est le taux des femmes ayant des enfants de six ans et plus.

La variable travail/études de la famille englobe également les familles monoparentales : la catégorie de référence est un couple ayant des rôles spécialisés où un partenaire travaille ou étudie et l'autre ne le fait pas.

L'âge de la mère et le sexe de l'enfant ainsi que l'âge de l'enfant, son âge au carré, son rang de naissance et l'âge de la PCME sont inclus comme des prédicteurs dans tous les modèles.

Les effets aléatoires illustrés dans le tableau 12 montrent une structure tout à fait différente de celle qui est typique de la prévision des résultats des enfants. Au lieu que la majorité de la variation non résiduelle soit entre les enfants, comme cela se produit presque toujours lors de la modélisation des résultats des enfants (Boyle et Lipman, 1998), le tableau 12 montre que la plus grande variance des valeurs à l'origine aléatoires est celle de τ_{Familles} . Par ailleurs, la variance entre les quartiers $\tau_{\text{Quartiers}}$ est considérablement plus importante comme proportion de la variance résiduelle lorsque l'on prévoit les compétences parentales hostiles-agressives que lorsque l'on prévoit les résultats des enfants, comme la santé physique. La composante variance des enfants diminue à mesure que nous passons du modèle vide au modèle 5, même si elle n'est pas significative dans tous les modèles. La variance des valeurs à l'origine des familles diminue seulement légèrement (passant d'environ 5,2 à environ 4,1) à mesure que des variables explicatives sont insérées et demeure très significative dans le modèle 5. La composante variance des quartiers est bien entendu plus faible et affiche une baisse plus marquée, jusqu'au modèle 5 où elle se situe à environ 60 % de la valeur qu'elle avait dans le modèle vide, même si elle est toujours très significative. Il semble donc que, alors que les parents adoptent certainement différents styles lorsqu'ils apprennent à des enfants plus vieux ou plus jeunes, garçons ou filles, à socialiser, les compétences parentales hostiles-agressives, mesurées dans l'ELNEJ, varient peu entre les enfants et présentent une variation interfamiliale et entre les quartiers très significative.

5. Discussion

5.1 Les répercussions de la pauvreté à long terme sur les résultats des enfants

L'analyse de l'échantillon national confirme que l'expérience de la pauvreté à long terme a des répercussions négatives sur les enfants, entraînant une moins bonne santé physique, une hyperactivité accrue et un rendement pire aux épreuves mathématiques. Nous avons interprété le modèle de stress familial (Conger et coll., 2000) comme s'il prévoyait que ces répercussions négatives étaient modulées par le stress familial et les pratiques parentales inefficaces. Cela implique que, lorsque les indicateurs du stress et des compétences parentales sont contrôlés, le lien partiel entre la pauvreté à long terme et les résultats des enfants devrait être réduit. Selon nos résultats, cette prévision est étayée uniquement pour le résultat de l'hyperactivité-inattention de la « santé mentale ». Le résultat de la santé physique de l'enfant montre une certaine réduction de l'impact de la pauvreté à long terme après que les mesures du stress familial et des pratiques parentales ont été contrôlées mais le lien demeure très significatif. L'incidence hautement significative de la pauvreté à long terme sur le rendement aux épreuves mathématiques au cycle 3 n'est essentiellement pas influencée par les nombreuses variables de contrôle. Nous n'avons pas inclus les mesures de l'école dans notre analyse et il se pourrait que certains aspects de l'enseignement puissent réduire l'incidence de la pauvreté à long terme. D'autres recherches devraient porter sur cette hypothèse.

5.2 Les répercussions du quartier

5.2.1 Les répercussions des indicateurs objectifs de recensement et des indicateurs des caractéristiques du quartier découlant de l'enquête

Selon l'analyse de l'échantillon national d'enfants longitudinaux dans l'ELNEJ au cycle 3, il y a peu de liens significatifs entre les caractéristiques objectives de recensement du quartier et les résultats des enfants. Les liens plus solides sont l'incidence positive de la vie dans des SD où les ménages non traditionnels sont plus prévalents aux résultats aux épreuves mathématiques - lien qui n'est pas établi avec les deux autres mesures des résultats des enfants. Il existe aussi un lien réel entre l'évaluation du quartier par la PCME comme un meilleur ou un pire endroit où élever des enfants et les résultats aux épreuves mathématiques. Les enfants des quartiers où le revenu familial est supérieur à la moyenne ont tendance à être en meilleure santé mais ce lien disparaît lorsque d'autres variables explicatives sont contrôlées statistiquement.

Nos résultats démontrent également que certaines caractéristiques du quartier ont un impact sur les styles parentaux; en réalité, il y a lieu de croire que les styles parentaux peuvent varier davantage selon le quartier que les résultats des enfants. Bien sûr, il est vrai que les compétences parentales varient d'un enfant à l'autre dans la même famille. Néanmoins, selon l'analyse des données où les compétences parentales étaient traitées comme des variables dépendantes, des corrélations fiables peuvent être établies avec plusieurs variables explicatives au niveau de la famille et tout spécialement au niveau du quartier. La pratique religieuse et l'efficacité collective perçue du quartier augmentent le niveau d'interactions parentales positives. Les compétences parentales hostiles-agressives sont associées à des secteurs de dénombrement où le revenu est supérieur à la moyenne, où le taux d'activité des mères est plus élevé et où la taille moyenne de la famille est plus petite. Les quartiers où le pourcentage des minorités visibles de l'Asie de l'Est est plus grand enregistrent des niveaux bien inférieurs de compétences parentales hostiles-agressives. Cette caractéristique globale donne à penser que les styles parentaux peuvent, dans une certaine mesure, être représentatifs des habitudes de travail locales ainsi que des valeurs et des hypothèses liées à la classe sociale et à l'ethnicité. Si tel est le cas, nous pourrions avancer que les répercussions des styles parentaux sur les résultats des enfants dépendent de leur lien avec des normes locales. Par exemple, les enfants pourraient réagir différemment à un niveau donné de compétences parentales hostiles-agressives selon la mesure dans laquelle ces compétences dévient de la moyenne du quartier.

5.2.2 Les quartiers modifient l'impact de la pauvreté à long terme

Puisque l'ELNEJ n'est pas conçue pour faire des recherches sur les effets des quartiers, nous avons construit un sous-échantillon qui convient mieux à cette fin. À l'aide de cet « échantillon de quartiers », nous avons pu démontrer que le lien entre la pauvreté à long terme et la santé des enfants suit une pente différente selon le quartier où vit l'enfant. Les quartiers modifient bel et bien les répercussions de la pauvreté à long terme et cette variation de la pente du lien entre la pauvreté et la santé demeure statistiquement significative après 1 %, même lorsqu'une foule d'autres variables explicatives est contrôlée. Toutefois, nous ne savons toujours rien au sujet des processus sociaux qui sont saisis par ce lien statistique. Certains quartiers sont peut-être plus favorables que d'autres, peut-être parce qu'ils ont un « capital social » plus grand, ce dont traitent des auteurs tels que Coleman (1988), Portes (1998) et Putnam (2000). Or, bien que nous ayons pris grand soin de regrouper les mesures des variables pertinentes découlant de l'enquête au niveau du quartier (SD), aucune d'elles n'a d'incidence sur la taille et la signification statistique de la pente aléatoire. Nous espérons pousser plus loin la question en étudiant la santé des enfants et d'autres résultats dans des recherches ultérieures.

5.3 Les répercussions du stress familial et du style parental

Nos résultats confirment l'importance du stress familial et du style parental. Des combinaisons variables du dysfonctionnement familial, du niveau de dépression du principal gardien et des compétences parentales hostiles-inefficaces ont des répercussions négatives statistiquement significatives sur les résultats des enfants. Cependant, les indicateurs du stress familial ou du style parental en cause semblent varier pour les résultats d'un enfant à l'autre. Par exemple, selon l'analyse de l'échantillon national, les trois indicateurs influent sur l'état de santé physique mais seulement la dépression de la PCME et les compétences parentales hostiles-agressives ont une incidence sur l'hyperactivité-inattention. Les résultats en mathématiques diminuent avec le dysfonctionnement familial mais ne sont pas influencés par la dépression de la PCME dans le modèle complet.

Les compétences parentales hostiles-agressives ont un lien très significatif avec la santé physique des enfants et l'hyperactivité-inattention dans tous les modèles ajustés aux données des échantillons national et des quartiers. Les résultats en mathématiques ne subissent pas l'incidence de compétences parentales hostiles-agressives.

5.4 Autres répercussions

5.4.1 Les répercussions du travail ou des études dans les couples et les familles monoparentales

Nous avons mesuré la participation parentale au marché du travail ou aux études en combinaison avec le statut de famille monoparentale, ce qui permet d'établir une distinction entre les chefs des familles monoparentales qui travaillent ou étudient et ceux qui ne le font pas. Puisque les tendances actuelles de la « restructuration de l'État providence » incitent les chefs des familles monoparentales à étudier ou à avoir un emploi ou exigent qu'ils le fassent, il est très conforme à la politique de déterminer si les chefs des familles monoparentales sur le marché du travail sont liés à de meilleurs ou à de pires résultats des enfants que ceux qui sont des gardiens à plein temps. Comme nous avons uniquement entré cette variable dans le modèle complet, les effets que nous signalons excluent la pauvreté à long terme et une foule d'autres variables explicatives. Le couple ayant des rôles spécialisés où un partenaire travaille ou étudie et l'autre ne le fait pas est utilisé comme catégorie de référence. Ce type de famille obtient de pires résultats de santé physique chez les enfants que les autres groupes, même si les meilleurs niveaux de santé ne sont statistiquement significatifs que pour les enfants dont les deux parents travaillent ou étudient (échantillon national) et pour les enfants d'une famille monoparentale dont le parent travaille ou étudie (échantillon de quartiers). Les chefs des familles monoparentales courent habituellement un bien plus grand risque que leurs revenus soient inférieurs au SFR mais, comme la pauvreté à long terme est contrôlée ici, toute répercussion de la famille monoparentale s'ajoute aux aspects de ce statut qui sont liés au revenu et peut être associée à des facteurs tels que le recours aux services de gardiens ou de garderie et/ou

une moins grande surveillance parentale. Selon les résultats de l'échantillon national, les enfants d'une famille monoparentale dont le parent travaille ou étudie enregistrent des niveaux d'hyperactivité bien plus élevés que ceux d'une famille dont les rôles sont spécialisés, alors que les enfants d'une famille monoparentale dont le parent ne travaille ni n'étudie ne sont pas très différents de ceux de la catégorie de référence. À l'exclusion de toutes les autres variables explicatives, notre indicateur combiné de la famille monoparentale et du travail du parent ne fait pas ressortir de lien avec les résultats aux épreuves mathématiques. Il n'y a pas non plus de lien entre cet indicateur et l'expérience des compétences parentales hostiles-inefficaces chez un enfant, même s'il existe des liens très significatifs avec les interactions parentales positives : les chefs des familles monoparentales qui travaillent ont moins d'interactions parentales positives, tout comme les couples dont les deux parents travaillent ou étudient.

5.4.2 Les répercussions de la vie dans une famille reconstituée

Une fois encore, puisque nous avons examiné les répercussions de cette variable uniquement dans le modèle complet, les répercussions que nous signalons excluent la pauvreté à long terme et une multitude d'autres variables explicatives. Les enfants qui vivent dans une famille reconstituée ne sont pas différents des autres en ce qui touche la santé physique. Néanmoins, leur score d'hyperactivité est beaucoup plus élevé et leurs résultats aux épreuves mathématiques sont beaucoup plus faibles (réduction de 9 points sur l'échelle mathématique standardisée). À l'exclusion des autres variables explicatives, le fait de vivre dans une famille reconstituée n'a pas d'incidence sur l'expérience des compétences parentales positives ou des compétences parentales hostiles-agressives d'un enfant. Si le pourcentage des enfants élevés dans une famille reconstituée augmente au cours des décennies à venir, comme cela semble assez probable, étant donné les tendances actuelles de la dissolution des unions et des nouvelles unions, ces résultats prévoient une légère augmentation générale de l'hyperactivité des enfants et une légère diminution générale du fonctionnement cognitif, tel qu'indiqué par les résultats aux épreuves mathématiques.

5.4.3 Les répercussions des années d'instruction de la PCME

Comme nous avons estimé les répercussions de cette variable uniquement dans le modèle complet, les répercussions que nous signalons excluent la pauvreté à long terme et une multitude d'autres variables explicatives. Un plus grand nombre d'années d'instruction officielle de la PCME est habituellement lié à de meilleurs résultats des enfants. Il est quelque peu surprenant que cette variable soit également liée à des niveaux plus élevés de compétences parentales hostiles-agressives.

5.4.4 Les répercussions du statut de nouvel immigrant

Comme auparavant, nous avons estimé les répercussions de cette variable uniquement dans le modèle complet de sorte que les répercussions que nous signalons excluent la pauvreté à long terme et une multitude d'autres variables explicatives, notamment les indicateurs de recensement du pourcentage des néo-Canadiens dans le SD. Pour cette raison et parce que le nombre d'enfants dans les familles de nouveaux immigrants est bas, il n'y a pas de lien statistiquement significatif entre les résultats des enfants et cette variable explicative.

5.4.5 Le sexe de l'enfant, son âge, son poids à la naissance, l'âge de la mère, la taille de la famille et le rang de naissance

Le sexe de l'enfant, son poids à la naissance, l'âge de la mère biologique au moment de la naissance de l'enfant, son âge actuel, la taille de la famille actuelle et le rang de naissance actuel sont inclus dans tous les modèles de prévision, mais pas toujours signalés puisque la présente recherche est surtout centrée sur d'autres facteurs. Il est très surprenant de constater que ces mesures continuent souvent d'avoir des répercussions très significatives sur les résultats des enfants, même après le contrôle statistique de la pauvreté à long terme et d'un grand nombre d'autres variables explicatives. Le petit poids à la naissance et une mère jeune sont généralement liés à de pires résultats des enfants, même si l'on exclut tous les autres facteurs (bien que l'incidence du poids à la naissance disparaisse du modèle final de prévision des résultats aux épreuves mathématiques). Selon les documents publiés dans ce domaine (Sweetman et Rama, 2001), il est assez surprenant de constater que, après le contrôle de toutes les autres variables, une famille de plus grande taille (plus de frères et sœurs) est liée à une *meilleure* santé physique, à une *moins grande* hyperactivité et à des résultats *supérieurs* aux épreuves mathématiques, même s'il est moins surprenant de remarquer que cela est lié à des interactions parentales moins positives et à des compétences parentales plus hostiles-agressives. La constatation inattendue ayant trait à la taille de la famille peut s'expliquer par le fait que nous estimons son incidence tout en contrôlant une autre variable liée à la taille de la famille, le nombre d'enfants plus âgés que l'enfant visé. Il serait probablement bien plus sûr d'interpréter ces deux mesures en les combinant au lieu de les séparer.

5.5 Les répercussions sur les politiques et la recherche

Nos résultats confirment les conséquences négatives de la pauvreté à long terme sur les enfants et, ainsi, l'importance stratégique de réduire l'exposition des enfants à la pauvreté. Ils démontrent également l'importance persistante de facteurs de risque classiques comme le faible poids à la naissance et la jeunesse de la mère et, par conséquent, l'importance stratégique des interventions stratégiques liées à la santé destinées aux grossesses à risque et aux mères jeunes. Le dysfonctionnement familial et la dépression vécue par la mère sont des répercussions importantes qui mènent à des résultats non désirables des enfants

et devraient, par le fait même, être ciblées par les politiques qui visent à réduire le stress familial et à améliorer la santé mentale des mères. Les styles parentaux hostiles-agressifs sont également associés à des résultats indésirables des enfants mais, comme le sens de la cause est incertaine dans ce cas, il est difficile de faire une recommandation stratégique.

Enfin, nous avons démontré que certains aspects du quartier - plus probablement ceux qui sont liés au soutien social et aux aspects plus généraux du « capital social » - ont un effet statistiquement significatif sur la pente du lien entre la pauvreté à long terme et la santé physique des enfants. Même s'il faut effectuer plus de recherches avant de faire une recommandation stratégique, ce résultat soulève des questions intrigantes au sujet des méthodes par lesquelles le capital social du quartier pourrait être amélioré et quel serait l'équilibre probable des coûts et des avantages de ce genre d'intervention comparativement aux coûts et aux avantages liés à des interventions stratégiques dans les domaines de la santé de la mère ou du fonctionnement familial.

Tel qu'indiqué ci-dessous, nos mesures du « capital social du quartier » sont primitives et, dans les recherches futures, il faudrait faire des efforts pour chercher à savoir ce qui fait que certains quartiers ont des caractéristiques de protection qui limitent les répercussions de la pauvreté à long terme sur les résultats des enfants. De façon plus générale, le dénombrement réellement holistique du développement de l'enfant doit prendre en compte le contexte de la famille et celui du quartier. Puisque le fichier partagé actuel de l'ELNEJ n'inclut pas la liste des ménages, les chercheurs ne connaissent tout simplement pas des détails du contexte de la famille aussi importants que la proportion des enfants qui sont des filles, la proportion des enfants issus d'une union antérieure et la répartition des enfants du ménage selon l'âge.

5.6 Les limites de l'étude

Bien qu'elles proviennent d'une étude longitudinale de grande qualité qui est représentative à l'échelle nationale, les données de l'ELNEJ sont des données d'observation et non expérimentales. Même si nous avons utilisé un vocabulaire de causalité à divers endroits dans le présent rapport, nous soulignons qu'une corrélation n'est pas une preuve de causalité. Ce point vaut pour les associations faites entre les mesures du style parental et l'hyperactivité des enfants où l'on pourrait avancer que l'une pourrait avoir une incidence sur l'autre, de telle sorte que le flux de la causalité soit bidirectionnel au lieu d'être unidirectionnel, soit des parents aux enfants, comme nous l'avons présumé dans la présente étude. La question « de la corrélation et de la causalité » vaut également pour la manière dont nous interprétons les associations entre les pratiques parentales et les caractéristiques du quartier. Le fait de vivre dans un quartier où la proportion de mères qui travaillent à l'extérieur du foyer est plus élevée peut générer un processus causal qui entraîne des niveaux plus élevés de compétences parentales hostiles-agressives, mais nous pouvons aussi expliquer cela en disant qu'il y a un processus d'autosélection par lequel les familles où les compétences parentales hostiles-agressives sont déjà plus élevées se choisissent les unes les autres dans ce genre de quartier (Tienda, 1991).

Comme pour de nombreuses autres études dans ce domaine, nous avons employé les secteurs de dénombrement comme définition opérationnelle du « quartier ». Puisque les secteurs de dénombrement sont plus petits que les secteurs de recensement, il y a plus de chances qu'ils soient socialement plus homogènes mais nous courons toujours le risque qu'ils ne correspondent pas à ce que les gens conçoivent comme étant « leur quartier ». Nos mesures objectives des secteurs de dénombrement du Recensement de 1996 peuvent être sujettes à l'erreur, puisque bon nombre d'entre elles sont fondées sur un échantillon de 20 % du formulaire complet tandis que celles fondées sur les dénombremens sont soumises à l'« arrondissement aléatoire » de Statistique Canada.

Nos indicateurs du « capital social du quartier » sont encore primitifs et ne peuvent pas encore saisir la richesse théorique de ce concept. Bien que l'approche des pentes aléatoires nous permette de conclure que les quartiers agissent certainement comme des contextes qui modifient l'impact de la pauvreté à long terme sur la santé des enfants, nous ne pouvons toujours pas dire précisément ce qui fait que les quartiers ont cet effet modificateur.

Nos mesures de la santé physique et de l'hyperactivité-inattention des enfants sont fondées sur une évaluation faite par la personne qui connaît le mieux l'enfant (la PCME), habituellement la mère, et, comme la plupart des parents n'ont pas suffisamment de connaissances médicales, le point de vue des PCME sur les résultats de ces enfants n'est peut-être pas aussi exact que les évaluations faites par le personnel infirmier ou un médecin. Les résultats aux épreuves mathématiques ne sont pas soumis à cette critique.

Nos données proviennent des principaux fichiers de données de l'ELNEJ et excluent l'« échantillon du Nord ». Nos résultats, fondés sur cet échantillon national d'enfants longitudinaux au troisième cycle, découlent de l'analyse des données et d'observations non pondérées. Nous croyons que la réanalyse à l'aide d'une pondération convenant au plan de sondage complexe de l'ELNEJ³⁰ ne changera aucune de nos conclusions sur la question de fond mais nous n'avons pas encore réalisé de telles analyses. Notre ensemble final d'analyses (l'échantillon de quartiers) repose sur un sous-échantillon d'enfants et utilise leurs données pour les trois cycles de l'enquête sous la forme d'« enfants-occasions ». Même si ce sous-échantillon contient des enfants de chacune des dix provinces du Canada, il est très probable que ceux des grands secteurs de dénombrement contenant un plus grand pourcentage d'enfants soient surreprésentés.

³⁰ Les fichiers du SAS contenant les « poids bootstrap » ont été mis à notre disposition à la fin de mars 2002, mais sans documents appropriés à l'ELNEJ.

6. *Résumé et conclusion*

Dans un échantillon longitudinal représentatif à l'échelle nationale d'enfants âgés de 4 à 15 ans vivant au Canada, la présente étude a examiné l'incidence de la pauvreté à long terme, du stress familial, des compétences parentales et du capital social du quartier sur trois résultats des enfants : la santé physique, l'hyperactivité-inattention et les résultats à une épreuve mathématique. Les secteurs de dénombrement du Recensement de 1996 du Canada ont été utilisés comme approximation des quartiers. La mesure de la pauvreté à long terme est fondée sur le fait que l'enfant vivait ou non dans une famille économique dont le revenu était inférieur au seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada lors de chaque vague de l'enquête. L'analyse des données a été réalisée auprès d'un échantillon représentatif à l'échelle nationale d'enfants longitudinaux âgés de 4 à 15 ans (l'« échantillon national ») et d'un sous-échantillon d'enfants des secteurs de dénombrement, chaque secteur contenant plusieurs enfants de différentes familles (l'« échantillon de quartiers »).

L'expérience de la pauvreté à long terme a des répercussions statistiquement significatives sur les trois résultats des enfants, de même que sur des mesures du stress familial et sur certains indicateurs du style parental. Une interprétation du modèle de stress familial a mené à une série d'analyses de régression où des groupes de variables explicatives reliées de façon conceptuelle ont été introduites de façon successive. Selon ces résultats, les répercussions de la pauvreté à long terme sur les résultats des enfants sont en partie dues au fait que la pauvreté augmente le dysfonctionnement et la dépression chez les membres de la famille. Les compétences parentales hostiles-agressives sont liées à de pires résultats des enfants mais ne semblent pas influencer les effets de la pauvreté à long terme, bien qu'elles puissent avoir une incidence sur des aspects du stress familial. Ces résultats appuient certains aspects de la théorie élargie du stress familial, en ce sens que les répercussions de la pauvreté à long terme sur les résultats des enfants sont modulées mais également modérées par le capital social du quartier et par l'« épuisement » de la famille (dysfonctionnement et dépression parentale).

Selon les analyses qui traitent des compétences parentales hostiles-agressives comme une variable dépendante, ces compétences sont liées aux quartiers où les taux d'activité des mères d'enfants âgés de plus de six ans sont plus élevés (de même que des quartiers où le nombre de personnes par famille économique est plus grand). Elles sont également liées, au niveau de la famille, à des indicateurs de stress, comme le dysfonctionnement familial et la dépression de la PCME. Les modèles hiérarchiques adaptés à l'échantillon de quartiers démontrent une variation significative des compétences parentales hostiles-agressives entre les quartiers. Ils démontrent également que la variance entre les enfants et à l'intérieur des familles est relativement faible, alors que la variance entre les ménages et à l'intérieur des quartiers est relativement grande. Cela donne à penser que, même si des enfants d'âge différent et des deux sexes sont traités différemment par leurs parents dans la même famille, les différences sont plus marquées entre les familles et même entre les quartiers.

Les caractéristiques du quartier ont peu de répercussions directes sur les trois résultats des enfants. Selon l'analyse de modélisation à niveaux multiples de l'échantillon de quartiers, des aspects des secteurs de dénombrement qui s'expliquent plus vraisemblablement par leur niveau variable de « capital social du quartier » modifient considérablement les répercussions de la pauvreté à long terme sur la santé physique des enfants. La pente du lien entre la pauvreté à long terme et la santé d'un enfant varie dans une mesure statistiquement significative, selon le quartier où vivait l'enfant lors du troisième cycle. Cette conclusion, soit que le degré dans lequel la pauvreté à long terme a une incidence sur les résultats des enfants varie selon les caractéristique du quartier, repose sur un sous-échantillon d'enfants de l'ELNEJ et, à proprement parler, ne peut pas être généralisée de manière à englober toute la population de l'ELNEJ.

Bibliographie

- ALLISON, Paul D. *Logistic Regression Using the SAS System: Theory and Applications*. Cary, NC, The SAS Institute, 1999.
- AMATO, Paul, R. et Bruce KEITH. « Parental Divorce and the Well-Being of Children: A Meta-Analysis », *Psychological Bulletin*, vol. 110, n° 1, p. 26-53, 1991.
- BIANCHI, Suzanne M. « Feminization and Juvenilization of Poverty: Trends, Relative Risks, Causes, and Consequences », *Annual Review of Sociology*, vol. 25, p. 307-333, 1999.
- BOYLE, Michael_H. et Ellen L. LIPMAN. *Le lieu a-t-il de l'importance? Une analyse hétérarchique des écarts attribuables à des considérations géographiques sur le comportement des enfants au Canada*, W-98-16F. Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique, Développement des ressources humaines Canada, 1998.
- CHERLIN, Andrew, et al. « Longitudinal Studies of Effects of Divorce on Children in Great Britain and the United States », *Science*, vol. 252, p. 1386-1389, 1991.
- COLEMAN, James S. « Social Capital in the Creation of Human Capital », *American Journal of Sociology*, vol. 94, suppl., S94-S120, 1988.
- CONGER, K.J., RUETER, M.A. et CONGER, R.D. « The role of economic pressure in the lives of parents and their adolescents: The Family Stress Model, p. 201-223 dans L. J. Crockett et R.J. Silbereisen (éd.) », *Negotiating adolescence in times of social change*, Cambridge, Cambridge University Press, 2000.
- CONGER, R.D, CONGER, K.J., ELDER, G.H., Jr., LORENZ, F.O., SIMONS, R.L. et WHITBECK, L.B. « A family process model of economic hardship and adjustment of early adolescent boys », *Child Development*, vol. 63, p. 526-541, 1992.
- CONGER, R.D, CONGER, K.J., ELDER, G.H., Jr., LORENZ, F.O., SIMONS, R.L. et WHITBECK, L.B. « Family economic stress and adjustment of early adolescent girls », *Developmental Psychology*, vol. 29, p. 206-219, 1993.
- CONGER, R.D., X. GE, G.H. ELDER, Jr., F.O. LORENZ et R.L. SIMONS. « Economic Stress, Coercive Family Process and Developmental Problems of Adolescents », *Child Development*, vol. 65, p. 541-61, 1994.
- CONGER, R.D., K.J. CONGER et G.H. ELDER Jr. « Family Economic Hardship and Adolescent Adjustment: Mediating and moderating processes », p. 288-310 dans Greg J. Duncan et Jean Brooks-Gunn (éd.), *Consequences of Growing Up Poor*, New York, Russell Sage Foundation, 1997.

- CORCORAN, Mary, Sandra K. DANZIGER, Ariel KALIL et Kristin S. SEEFELDT. « How Welfare Reform Is Affecting Women's Work », *Annual Review of Sociology*, vol. 26, p. 241-269, 2000.
- DALY, Martin et Margo WILSON. « Evolutionary Social Psychology and Family Homicide », *Science*, vol. 242, p. 519-242, 1988.
- DIGGLE, Peter, J., K-Y LIANG et S. L. ZEGER. *Analysis of Longitudinal Data*, Oxford, The Clarendon Press, 1994.
- DOOLEY, Martin et al. *Family Matters: New Policies for Divorce, Lone Mothers and Child Poverty*, Toronto, C D Howe Institute, 1995.
- DUNCAN, Gregg. J. et BROOKS-GUNN, Jean. *Consequences of growing up poor*, New York, Russell Sage Foundation, 1997.
- FINNIE, Ross. « Women, Men and the Economic Consequences of Divorce », *Revue canadienne de sociologie et d'anthropologie*, vol. 30, n° 2, p. 205-41, 1993.
- FOSTER, Holly. *Neighbourhood and Family Effects on Childhood Gendered Aggression*, thèse de doctorat non publiée, Université de Toronto, Toronto (Ontario), Canada, 2001.
- FOSTER, Holly, John HAGAN, Richard TREMBLAY et Bernard BOULERICE. « Neighbourhood and Family Contexts of Gendered Aggression Among Children », soumis à l'*American Sociological Review*, 2001.
- GINTHER, Donna, Robert HAVEMANN et Barbara WOLFE. « Neighbourhood Attributes as Determinants of Children's Outcomes: How Robust are the Relationships? », *Journal of Human Resources*, vol. 35, n° 4, p. 603-642, 2000.
- GUO, Guang et Kathleen M. HARRIS. « The Mechanisms Mediating the Effects of Poverty on Children's Intellectual Development », *Demography*, vol. 37, p. 431-47, 2000.
- HILL, Martha S. et Stephen P. JENKINS. « Poverty Among British Children: Chronic or Transitory? » *BHPS Working Papers Series 99-23*, Colchester, University of Essex, 1999.
- DÉVELOPPEMENT DES RESSOURCES HUMAINES CANADA et STATISTIQUE CANADA. *Enquête longitudinale nationale sur les enfants, Aperçu du matériel d'enquête pour la collecte des données de 1994-1995, Cycle 1*. Projet de l'ELNE. « Les approches efficaces » pour les enfants – Programme de développement de l'information, n° de cat. 95-02, 1995.
- DÉVELOPPEMENT DES RESSOURCES HUMAINES CANADA et STATISTIQUE CANADA. *Enquêtes spéciales : Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes. Manuel de l'utilisateur des micro-données*. Cycle 1, n° de catalogue 89M0015GPF, Ottawa (Ontario), 1997.

- DÉVELOPPEMENT DES RESSOURCES HUMAINES CANADA et STATISTIQUE CANADA. *Aperçu du matériel d'enquête pour la collecte des données de 1996-1997, Cycle 2*, n° de catalogue 89F0078XIF, Ottawa (Ontario), « Overf.pdf » dans le fichier de documents du cycle 2, 1997.
- DÉVELOPPEMENT DES RESSOURCES HUMAINES CANADA et STATISTIQUE CANADA. *Enquêtes spéciales: Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes. Manuel de l'utilisateur des micro-données, Cycle 1, diffusion 2*, n° de catalogue 89M0015GPF, Ottawa (Ontario), 1998.
- DÉVELOPPEMENT DES RESSOURCES HUMAINES CANADA et STATISTIQUE CANADA. *Aperçu du matériel d'enquête pour la collecte des données de 1998-1999, Cycle 3*, n° de catalogue 89F0078XPF, n° 3, Ottawa (Ontario), « Overfin.doc » dans le fichier de documents du cycle 3, 1999.
- HUNTER, Lecily. *Assigning 1996 EA Codes to Cycle 1 NLSCY Data*, document Web de Statistique Canada, 23 mars 2001.
- JEWELL, K. Sue, *Survival of the Black Family: The Institutional Impact of U.S. Social Policy*, New York, Praeger, 1988.
- KLEBANOV, Pamela K., Jeanne BROOKS-GUNN, P. LINDSAY Chase-Landsdale et Rachel A. GORDON. « Are Neighbourhood Effects on Young Children Mediated by Features of the Home Environment? », p. 119-145 dans Jeanne Brooks-Gunn, Greg J. Duncan et J. Lawrence Aber (éd.) *Neighbourhood Poverty*, New York, Russell Sage Foundation, 1997.
- KOHEN, Dafna E., Clyde HERTZMAN et Jeanne BROOKS-GUNN. 1998. *Les influences du quartier sur la maturité scolaire de l'enfant*, Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique, Développement des ressources humaines Canada, document de travail W-98-15F, 1998.
- LITTELL, Ramon, C. MILLIKEN, George A., STROUP, Walter W. et WOLFINGER, Russell D. *The SAS System for Mixed Models*, Cary, NC, The SAS Institute, 1996.
- MCCULLOCH, Andrew et Heather E. JOSHI. « Neighbourhood and Family Influences on the Cognitive Ability of Children in the British National Child Development Study », *Social Science and Medicine*, vol. 53, n° 5, p. 579-591, 2001.
- MCLEOD, Jane D. et Michael J. SHANAHAN. « Poverty, Parenting and Children's Mental Health », *American Sociological Review*, vol. 58, p. 351-66, 1993.
- MCLLOYD, V.C. « Socioeconomic disadvantage and child development ». *American Psychologist*, vol. 53, p. 185-204, 1998.
- MORENOFF, Jeffrey D. *Unravelling paradoxes in public health: race and ethnic group differences in pregnancy outcomes and the neighbourhood context of health* thèse de doctorat, Department of Sociology, University of Chicago, Chicago, IL, 1999.
- OCDE/OECD. *Du bien-être des nations : le rôle du capital humain et social*, Paris, 2001.

- PORTES, Alejandro. « Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology », *Annual Review of Sociology*, vol. 24, p. 1-24, 1998.
- PUTNAM, Robert D. « Bowling Alone: America's declining social capital », *Journal of Democracy*, vol. 6, p. 65-78, 1995.
- PUTNAM, Robert D. *Bowling Alone: the collapse and revival of American community*, New York, Simon and Schuster, 2000.
- ROSS, Catherine E. et MIROWSKI, John. « Neighbourhood Disadvantage, Disorder and Health », *Journal of Health and Social Behaviour*, vol. 42, n° 3, p. 258-276, 2001.
- ROSS, Catherine E. et MIROWSKI, John et PRIBESH, Shana. « Powerlessness and the Amplification of Threat: Neighbourhood Disadvantage, Disorder and Mistrust », *American Sociological Review*, vol. 66, p. 568-591, 2001.
- SAMPSON, Robert J. et Jeffrey D. MORENOFF. « Ecological Perspectives on the Neighbourhood Context of Urban Poverty », p. 1-22 dans Jeanne Brooks-Gunn, Greg J. Duncan et J. Lawrence Aber (éd.), *Neighbourhood Poverty: Policy Implications in Studying Neighbourhoods*, New Yorkm Russell Sage Foundation, 1997.
- SAMPSON, Robert J., MORENOFF, Jeffrey D. et EARLS, Felton. « Beyond Social Capital: Spatial Dynamics of Collective Efficacy for Children », *American Sociological Review*, vol. 64, p. 633-660, 1999.
- SINGER, Judith. « Using SAS PROC MIXED to Fit Multilevel Model, Hierarchical Models and Individual Growth Models, » *Journal of Educational and Behavioural Statistics*, hiver, vol. 24, n° 4, p. 323-355, 1998.
- SNIJDERS, Tom et BOSKER, Roel. *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modelling*, New York, Sage, 1999.
- SWEETMAN, Arthur et Edward RAMA. *Sibling Structure and the Labor Market: Evidence from Canada*, document produit lors de la 5^e conférence annuelle du Western Research Network on Education and Training, University of British Columbia, 2001.
- TIENDA, Martha. « Poor People and Poor Places: Deciphering neighbourhood effects on poverty outcomes », dans J. Haber (éd.), *Macro-Micro Linkages in Sociology*, Newberry, CA, Sage, 1991.
- WHITBECK, Les B., Ronald L. SIMONS, Rand D. CONGER, K.A.S. WICKRAMA, Kevin A. ACKLEY et Glen H. ELDER Jr. « The Effects of Parents' Working Conditions and Family Economic Hardship on Parenting Behaviours and Children's Self-Efficacy », *Social Psychology Quarterly*, vol. 60, p. 291-303, 1997.

- WICKRAMA, K.A.S., Frederick O. LORENZ et Rand D. CONGER. « Parental Support and Adolescent Physical Health Status: A Latent Growth Curve Analysis », *Journal of Health and Social Behaviour*, vol. 38, p. 149-163, 1997.
- WILSON, William Julius. « Public Policy Research and The Truly Disadvantaged », dans Christopher Jencks et P.E. Peterson (éd.), *The Urban Underclass*, Washington D.C., The Brookings Institution, 1991.
- WILSON, William Julius. « Studying Inner City Dislocations: The Challenge of Public Agenda Research », *American Sociological Review*, vol. 56, p. 1-14, 1991.