



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 181

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-86511-1

Document de recherche

Qui a raison des parents ou des enfants? Évaluation de l'accord des parents et des enfants dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes

par Lori Curtis, Martin Dooley et Shelley Phipps

Études sur la famille et le travail
24-B Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Toutes les opinions émises par les auteurs de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

**Qui a raison des parents ou des enfants?
Évaluation de l'accord des parents et des enfants dans
l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes**

par

Lori Curtis

**(Université Dalhousie, Département de santé communautaire et d'épidémiologie
et Département d'économique)**

Martin Dooley

(Université McMaster, Département d'économique)

Shelley Phipps

(Université Dalhousie, Département d'économique)

N° 181

11F0019MIF N° 181

ISSN : 1205-9161

ISBN : 0-662-86511-1

Comment obtenir d'autres renseignements

Service national de renseignements : 1 800 263-1136

Renseignements par courrie : linfostats@statcan.ca

Octobre 2002

Nous aimerions remercier Emmanuelle Pierard pour son excellent travail d'assistance à la recherche, ainsi que le Forum canadien de recherche sur la situation d'emploi pour son soutien financier. Nous sommes également profondément reconnaissants envers les personnes qui ont participé aux réunions annuelles de l'Association d'économique du Canada Atlantique, qui ont eu lieu à Wolfville (Nouvelle-Écosse) du 30 septembre au 2 octobre 1999, ainsi que les personnes qui ont participé aux réunions du Forum canadien de recherche sur la situation d'emploi à l'Université de la Colombie-Britannique le 1er et le 2 juin 2000. Un gros merci aussi à Lars Osberg, qui nous a fourni des commentaires des plus utiles.

Also available in English

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Table des matières

<i>I.</i>	<i>Introduction</i>	<i>1</i>
<i>II.</i>	<i>À quel point les parents et les enfants sont-ils d'accord?</i>	<i>1</i>
<i>III.</i>	<i>Les inférences d'une analyse à plusieurs variables varient-elles selon les répondants?</i>	<i>5</i>
<i>IV.</i>	<i>Conclusion et résumé</i>	<i>10</i>
	<i>Bibliographie</i>	<i>16</i>

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Sommaire

Nous avons exploité les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes pour répondre à deux questions : dans quelle mesure les parents et les enfants sont-ils d'accord dans leurs réponses à des questions identiques sur le bien-être de l'enfance? dans quelle mesure les différences qu'accusent ces réponses influent-elles sur les inférences d'une analyse des données à plusieurs variables? On relève seulement une correspondance qui va de faible à passable entre parents et enfants pour ce qui est de l'évaluation du bien-être de l'enfance. L'accord est plus grand dans le cas de résultats plus observables comme le rendement scolaire. Il est moindre pour des résultats moins observables comme les troubles émotifs. Nous avons procédé à une régression des deux jeux de réponses par rapport à un ensemble type de caractéristiques socio-économiques. Nous avons également soumis les différences d'inférences des deux ensembles de régressions à des tests, formels ou non.

Mots-clés : Bien-être des enfants, évaluation de l'accord des parents et des enfants, situation socio-économique

Classification JEL : 900, 913, 914

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



I. Introduction

Les questions de santé et de bien-être de l'enfance sont d'une grande actualité dans les politiques tant canadiennes qu'américaines. Les recherches destinées à éclairer les artisans des politiques d'amélioration de cette santé et de ce bien-être se font souvent par des enquêtes où les parents répondent à des questions au sujet de leurs enfants. Des exemples éloquentes en sont le volet « mère-enfant » de l'enquête longitudinale nationale sur les jeunes menée aux États-Unis (National Longitudinal Survey of Youth ou NLSY) et l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) réalisée au Canada. Le pivot de l'une et l'autre de ces enquêtes est une réponse parentale qui vient toujours de la mère dans les données américaines et habituellement de celle-ci dans les données canadiennes¹. Il y a tout lieu de présumer à notre avis que, le plus souvent, les parents connaissent mieux leurs enfants que d'autres adultes. Mais les parents connaissent-ils mieux le bien-être de leurs enfants que ces derniers mêmes? Et la réponse à cette question dépend-elle du résultat considéré? Il se peut, par exemple, que l'hyperactivité soit plus facilement observable que les sentiments de dépression. Les données de l'ELNEJ canadienne nous offrent la possibilité de répondre à ces questions. C'est ainsi qu'on a posé aux parents et aux enfants de 10 et 11 ans (les plus âgés de l'échantillon initial) une série de questions identiques sur le bien-être de l'enfance. Les interviews auprès des parents ont eu lieu en personne ou au téléphone. Quant aux enfants, ils ont répondu à des questionnaires en privé et avec l'assurance que les parents ne verraient jamais leurs réponses. Dans le présent document, nous avons un double propos fondé sur ces deux ensembles de réponses. Il s'agit d'abord d'établir le degré de concordance des réponses des parents et des enfants. C'est ce que nous faisons à la section II après avoir décrit les données. Notre second objectif est de déterminer si les inférences d'une analyse à plusieurs variables dépendent du jeu de réponses exploité. À la section III, nous présentons les estimations obtenues d'une régression des réponses des parents et des enfants par rapport à un ensemble de variables socio-économiques fréquemment employées dans les études spécialisées, notamment le faible revenu, la monoparentalité féminine, l'instruction des parents et d'autres variables. Nous nous attachons en outre brièvement à la dépression parentale comme explication de certaines des différences de nos coefficients de régression. Enfin, nous résumons et concluons à la section IV.

II. À quel point les parents et les enfants sont-ils d'accord?

En recherche médicale, les études abondent où on se demande si on peut parvenir à un même diagnostic d'un enfant en se reportant aux déclarations respectives des parents et des enfants². Le

¹ Comme exceptions, on peut notamment citer les résultats aux épreuves de mathématiques et de vocabulaire et, dans le cas de l'ELNEJ, les réponses reçues des enseignants et des directeurs d'école. Au nombre des études qui exploitent les données NLSY, on compte Blau (1999), Blau et Grossberg (1992) et Korenman et coll. (1995). Entre autres études qui s'appuient sur les données de l'ELNEJ, mentionnons Dooley et coll. (1998), Boyle et Lipman (1998) et Kohen, Hertzman et Brooks-Gunn (1998). Phipps (1999) utilise les deux ensembles de données dans une étude comparative.

² Voir par exemple Andrews et Garrison et coll. (1993), Braun-Fahrlander et Gassner et coll. (1998), Duffy et coll. (1993), Epkins, C.C. (1996), Herjanic et coll. (1975), Herjanic et Reich (1982), Rey et coll. (1992), Reich et coll. (1982), Silverman et Eisen (1992), Theunissen, Vogels et coll. (1998), Verhulst et coll. (1987), Weissman et coll. (1987) et Whiteman et Green (1997).

grand intérêt des études que nous avons recensées réside cependant dans la question de savoir comment on peut le mieux faire un diagnostic au lieu de juger des facteurs – ce qui est une question de politiques – à l’origine d’un degré supérieur ou inférieur de santé ou de bien-être de l’enfance. Ainsi, aucune des études que nous avons passées en revue ne reposait sur un échantillon en représentativité nationale, ni ne traitait de la question de l’étroitesse du rapport de corrélation de chaque ensemble de réponses avec des caractéristiques socio-économiques comme celles du revenu et de la composition de la famille.

Nous avons tiré nos données des cycles 1 et 2 de l’ELNEJ, laquelle offre un échantillon national représentatif d’enfants canadiens âgés de 0 à 11 ans à la première interview en 1994 et de 2 à 13 ans à la seconde en 1996. À chaque interview, on a posé une série de questions identiques sur le bien-être de l’enfance tant aux enfants de 10 ou 11 ans (au moment de l’interview) qu’à la personne qui connaissait le mieux l’enfant interrogé, soit la mère dans 90 % des cas et le père dans presque tous les autres cas. Nous avons exclu les quelques observations où cette personne n’était ni la mère ni le père de l’enfant. Voilà pourquoi nous parlerons dans ce texte des parents plutôt que de la « personne qui connaît le mieux l’enfant ».

Nous sommes limités dans notre capacité d’exploiter le caractère longitudinal des données. La raison en est que, ainsi que nous l’avons signalé, les échantillons pour lesquels nous disposons de réponses tant des parents que des enfants à des questions identiques sont formés des enfants qui avaient 10 ou 11 ans aussi bien en 1994 qu’en 1996. Les responsables de l’ELNEJ ont pour stratégie de commencer à poser des questions aux enfants à l’âge de 10 ans et de cesser de poser des questions identiques aux parents une fois que ces mêmes enfants ont atteint l’âge de 12 ans. La tranche d’âge 10-11 ans est la seule « fenêtre » d’obtention de réponses aux mêmes questions des deux groupes. Pour notre propos, nous exploitons seulement le caractère longitudinal de l’information en nous reportant aux données de revenu familial tirées des interviews et de 1994 et de 1996 pour élaborer nos mesures de revenu (nous limitons donc notre échantillon aux familles dont nous avons pu observer le revenu ces deux années). Dans nos futurs travaux, nous prévoyons exploiter plus à fond les aspects suivants de l’information : deux ensembles de réponses à des questions identiques des enfants de 10 ou 11 ans en 1994 et de 12 ou 13 ans en 1996 (mais non pas de leurs parents cette dernière année); deux ensembles de réponses à des questions identiques des parents ayant des enfants de 8 ou 9 ans en 1994 et de 10 ou 11 ans en 1996 (mais non pas de leurs enfants la première année).

Nous avons limité l’échantillon d’autres façons. L’échantillon ELNEJ comprend des frères et sœurs, et nous avons choisi (au hasard) un seul enfant par famille. Par ailleurs, il y a une poignée de pères seuls dans l’échantillon et ceux-ci peuvent différer, économiquement ou autrement, des mères seules. Ce sont des aspects difficiles à cerner dans une enquête longitudinale où il n’y a eu jusqu’ici que deux cycles d’interviews. Nous avons donc jugé bon de limiter notre échantillon aux enfants de mères seules et de couples parentaux. Disons enfin que, pour chaque résultat, nous recourons à un échantillon commun pour les réponses des parents et des enfants. Toutefois, par souci de précision, nous exploitons toutes les observations disponibles pour chacun des résultats³. Ainsi, le nombre

³ Précisons toutefois qu’aucune de nos conclusions principales ne se trouve changée si nous utilisons un échantillon commun pour tous les résultats.

d'observations varie légèrement selon les résultats, mais il est le même entre catégories de répondants pour un résultat quelconque.

La partie supérieure du tableau 1 livre des statistiques descriptives pour notre échantillon. Nous avons choisi d'étudier six aspects de la santé et du bien-être de l'enfance, à savoir les dérèglements de conduite, l'hyperactivité, les troubles émotifs, les agressions indirectes, les infractions contre les biens et le rendement scolaire⁴. Nous voulions ainsi satisfaire à plusieurs critères : 1) nous avons des réponses tant des parents que des enfants sur ces résultats; 2) ceux-ci étaient d'importants indicateurs du bien-être de l'enfance, présent et futur; 3) les résultats étaient d'une observabilité variable; 4) ils avaient été étudiés par d'autres chercheurs (Kohen, Hertzman et Wiens (1998) et Lefebvre et Merrigan (1998), par exemple). Les cinq résultats autres que celui du rendement scolaire sont multiples ou composites; ils sont en effet élaborés à partir des réponses à une série de questions sur les comportements et les sentiments⁵. On trouvera au tableau 1-A des données détaillées sur cette élaboration. L'échelle de notation des résultats va d'un minimum de zéro (aucun problème déclaré) à un maximum de 10 à 16. Ainsi, l'indicateur des infractions contre les biens vient des réponses aux six questions suivantes : 1) l'enfant détruit-il ses propres choses? 2) vole-t-il à la maison? 3) détruit-il des choses qui appartiennent à sa famille ou à d'autres enfants? 4) ment-il ou triche-t-il? 5) vandalise-t-il? 6) vole-t-il à l'extérieur de la maison? À nos yeux, ce sont là autant de questions auxquelles la plupart des enfants de 10 ou 11 ans sont capables de répondre.

Le dernier résultat est tiré des réponses à une seule question sur le rendement scolaire général de l'enfant d'après ses bulletins. C'est une mesure de l'acquisition de capital humain. L'échelle de notation va de 1 (très bon rendement) à 5 (très mauvais rendement). Nos ensembles de mesures de résultats comprennent presque tous les résultats qui sont déterminés à l'aide de questions identiques posées aux parents et aux enfants de 10 ou 11 ans. Ils comportent des résultats qui semblent moins facilement (troubles émotifs, etc.) ou plus facilement (rendement scolaire selon les bulletins, etc.) observables aux parents.

Les moyennes des colonnes (2) et (3) du tableau 1 indiquent que les enfants de 10 et 11 ans vont généralement bien selon leur autoperception et la perception parentale. Les écarts-types font cependant voir une dispersion appréciable autour des deux jeux de moyennes. Les trois dernières colonnes de la partie supérieure du tableau décrivent les proportions d'évaluations identiques des parents et des enfants, d'évaluations supérieures des parents (plus de problèmes sauf dans le cas du rendement scolaire) et d'évaluations supérieures des enfants. Pour les dérèglements de conduite par exemple, il y a accord des parents et des enfants dans 36 % des cas. Dans 31 % des observations, les évaluations des parents sont supérieures à celles des enfants, auquel cas la différence moyenne est de 2,0 comparativement à une différence moyenne (absolue) de 1,2 pour l'ensemble des observations. Les évaluations des enfants sont supérieures dans 33 % des observations, auquel cas la différence moyenne s'établit à 2,2. D'après les chiffres de la colonne (6), il y a désaccord dans la

⁴ Nous n'avons pas prévu de mesures de santé physique, ni les parents ni les enfants ne nous ayant fourni de données d'évaluation d'état physique.

⁵ Nous avons mené nos analyses par les réponses à des questions uniques. Nous avons constaté encore moins d'accord entre parents et enfants pour ces résultats que pour les résultats multiples, mais les évaluations sont qualitativement semblables. Nous nous intéressons ici aux résultats composites par souci de continuité avec les études spécialisées et aussi par souci de concision.

majorité – c’est souvent une grande majorité – des observations pour chacun des résultats. Les colonnes (7) et (8) indiquent que, en cas de désaccord, l’enfant est plus susceptible de déclarer un surcroît de problèmes. On ne peut donc dire qu’il y a désaccord simplement parce que les enfants hésitent à faire part de leurs difficultés.

Les économistes ont très peu d’expérience des études à répondants multiples, mais les chercheurs d’autres disciplines ont conçu diverses mesures de l’accord entre évaluateurs. Une mesure fréquente est la statistique kappa qui a été proposée par Cohen (1960, 1968) et employée par Grootendorst et coll. (1997), Herjanic et Reich (1982) et Reich et coll. (1982) entre autres. Elle indique à quel point l’accord est supérieur à un accord qui serait dû au hasard. La statistique kappa la plus simple (hors pondération) correspond à $[p_a - p_e] / [1 - p_e]$, où p_a est la proportion de cas où il y a accord des parents et des enfants et p_e est celle des cas où l’accord serait dû au hasard. Ainsi, elle est de zéro si l’accord entre répondants est dû au hasard et de 1 en cas de parfait accord. Landis, J.R et G. G. Koch (1977) “proposent l’interprétation suivante des valeurs kappa intermédiaires :

Degré d’accord selon la statistique kappa

moins de 0	très faible
0,00 - 0,20	faible
0,21 - 0,40	passable
0,41 - 0,60	moyen
0,61 - 0,80	appréciable
0,81 - 1,00	presque parfait

La statistique kappa non pondérée attribue un poids égal à tous les désaccords, grands et petits. Comme autre possibilité, il y a la statistique pondérée qui prête un poids supérieur aux différences plus marquées entre les répondants (Stata Corp, 1999). Nous présentons cette statistique en pondération et hors pondération, mais prenons surtout la statistique pondérée dans la discussion qui suit.

La partie inférieure du tableau 1 indique que l’accord entre les parents et les enfants est relativement faible. La colonne (2) présente les corrélations simples entre les évaluations que font ces groupes des résultats des enfants. Les valeurs vont d’un minimum de 0,22 pour les agressions indirectes à un maximum de 0,49 pour le rendement scolaire. Pour mettre en perspective ces corrélations entre répondants pour une même catégorie de résultats au tableau 1, nous avons aussi calculé des valeurs de corrélation entre résultats pour une même catégorie de répondants. Ces dernières (non présentées ici) sont généralement supérieures aux premières. Ainsi, la corrélation entre parents et enfants au tableau 1 n’est que de 0,28 pour les dérèglements de conduite et de 0,40 pour l’hyperactivité, mais la corrélation entre l’hyperactivité et les dérèglements de conduite s’établit à 0,46 pour la catégorie des parents et à 0,47 pour la catégorie des enfants. Nous constatons également que toutes les corrélations entre résultats sont d’un même ordre de grandeur pour les catégories des enfants et des parents, d’où l’implication que les enfants ne donnent pas simplement des réponses « au jugé ». La statistique kappa indique aussi un bas degré d’accord parents-enfants⁶. Ses valeurs en pondération sont

⁶ Il convient de noter que le degré prévu d’accord peut ne pas être le même pour les résultats ayant la même échelle de notation, qu’il s’agisse de l’hyperactivité ou des troubles émotifs, et ce, parce qu’on se sert des distributions de l’échantillon pour déterminer l’accord prévu. On trouvera plus de détails dans Cohen (1960).

supérieures à ses valeurs hors pondération, ce qui implique que les petites différences de résultats sont plus fréquentes que les grandes. La pondération n'influe pas sur l'ordre des résultats selon la statistique kappa, la seule exception digne de mention étant l'hyperactivité qui se classe au dernier rang hors pondération et au deuxième en pondération. Le degré d'accord est le plus élevé dans le cas du rendement scolaire. La valeur kappa en pondération est de 0,37, ce qui correspond à un degré d'accord « passable » selon le classement précité et « raisonnable » selon celui de Reich et coll. (1982). Si l'accord est relativement grand dans ce cas, c'est peut-être en partie que la question porte précisément sur un indicateur assez clair, celui des bulletins. Les valeurs les plus basses de la statistique kappa (en pondération) s'obtiennent pour les agressions indirectes (0,14) et les troubles émotifs (0,18). Ces résultats viennent de questions qui peuvent être ambiguës ou qui portent sur des comportements et des sentiments d'une observation plus difficile (on trouvera plus de détails au tableau 1-A).

Nous avons aussi calculé des valeurs kappa pour chacune des questions à l'origine des cinq évaluations ou résultats considérés. L'accord sur un résultat à question unique est généralement inférieur à l'accord sur un résultat à questions multiples. On peut en outre constater que les parents et les enfants sont plus d'accord sur des questions portant sur des agissements plus facilement observables. Cette double constatation concorde avec celles des études médicales (Reich et coll., 1982). Notre statistique kappa est cependant d'un niveau généralement plus bas que ceux dont font état les études spécialisées en sciences de la santé (voir les mentions bibliographiques de la note 2 en bas de page). La raison en est peut-être que nos données émanent d'un échantillon aléatoire national d'enfants de 10 et 11 ans, alors que, dans les études médicales, on vise d'habitude les seuls enfants qui se sont rendus dans une clinique pédiatrique ou qui ont été aiguillés en évaluation ou en consultation psychiatrique. On trouve sans doute en nombre disproportionné dans ces échantillons non aléatoires des études médicales des enfants dont les éventuels problèmes ont été constatés et discutés par les deux groupes de répondants.

III. Les inférences d'une analyse à plusieurs variables varient-elles selon les répondants?

S'il y a désaccord entre les parents et les enfants, ce n'est pas nécessairement dire que les deux ensembles de réponses détermineront des différences d'inférences d'une analyse à plusieurs variables. À la plupart des fins des politiques, l'intérêt est de voir quelles caractéristiques socio-économiques sont liées à de meilleurs ou à de pires résultats pour les enfants. Dans cette section, nous procéderons à une régression des réponses tant des parents que des enfants par rapport à un jeu de variables socio-économiques fréquemment employées dans les études consacrées à la santé et au bien-être de l'enfance, qu'il s'agisse de la monoparentalité féminine, du revenu ou de la taille (nombre de membres) des familles, de l'âge et de l'instruction des parents ou du sexe des enfants.

Nous avons expérimenté une diversité de spécifications de revenu et d'instruction. Dans le cas du revenu (mis en moyenne pour les années de revenu 1993 et 1995), nous avons estimé des modèles avec le revenu sous forme linéaire, le revenu en équivalence⁷, une variable fictive unique pour l'état

⁷ Nous calculons le revenu en équivalence par une pondération de taille de famille où le premier adulte se voit attribuer un poids 1, chaque adulte qui suit, un poids 0,7, et chaque enfant, un poids 0,5.

de pauvreté⁸ et une série de variables auxiliaires pour un certain nombre de catégories de faible revenu (après prise en compte de la taille de la famille). On relève relativement peu de différences qualitatives de résultats selon ces diverses spécifications. Nous présentons plus loin les estimations obtenues avec les variables fictives des catégories de faible revenu. Nous faisons de même pour la spécification de l'instruction parentale qui est empiriquement la plus importante, c'est-à-dire celle de l'obtention ou non d'un diplôme d'études secondaires par les parents⁹.

Il est sûr que notre modèle empirique est des plus rudimentaires, mais nous jugeons qu'il suffit si nous voulons évaluer dans quelle mesure le recours aux évaluations parentales – par opposition aux évaluations des enfants – du bien-être de l'enfance influe sur les inférences d'une analyse à plusieurs variables. Avec une telle spécification, nous avons opté pour des estimations par les moindres carrés ordinaires (MCO), ce qui facilite aussi des tests plus formels des différences statistiques entre répondants. Dans des résultats non décrits ici, nous avons pu constater qu'une spécification parallèle pour des variables dépendantes limitées, celle d'une fonction tobit, donnait lieu à des conclusions qualitatives semblables. Disons enfin que, comme on le fait couramment dans les études spécialisées, nous avons mesuré tous les résultats – sauf le résultat à question unique du rendement scolaire – sous une forme normalisée pour ainsi faciliter une comparaison d'ordre de grandeur des coefficients entre les résultats.

Le tableau 2 présente les résultats de régression. On notera d'abord que les valeurs de la statistique R^2 sont toutes de moins de 0,10, mais cela n'a rien de singulier dans les études spécialisées du domaine. Les estimations de coefficients sont presque toujours du même signe (prévu) dans les régressions des catégories des parents et des enfants. Nous considérerons d'abord la question de la signification statistique, puis celle de la « signification économique ». Pour chaque résultat, la dernière colonne présente les valeurs P d'un test formel d'égalité des estimations individuelles de coefficients pour les régressions des parents et des enfants. En d'autres termes, nous estimons un système d'équations de régression sans corrélation apparente avec deux équations de régression respective des parents et des enfants et vérifions si les coefficients individuels sont les mêmes pour les deux équations. Dans le traitement qui suit, nous posons une valeur P de 0,05 comme valeur de démarcation entre signification et non-signification.

⁸ Le faible revenu est ici le revenu en équivalence qui est de moins de la moitié du revenu médian en équivalence.

⁹ Nous estimons en outre des modèles rudimentaires portant sur le degré absolu de désaccord des parents et des enfants. Les variables explicatives sont les mères seules, le revenu, l'instruction, le sexe des enfants, l'âge des parents et le nombre de membres des ménages. On ne relève guère de cohérence pour ce qui est de la nature des variables liées aux divers degrés de désaccord entre parents et enfants. La monoparentalité féminine était associée à des degrés supérieurs de désaccord pour les dérèglements de conduite, les troubles émotifs et les infractions contre les biens. Le faible revenu était lié à un plus grand désaccord au sujet des dérèglements de conduite, des infractions contre les biens et du rendement scolaire. La non-obtention du diplôme d'études secondaires par les parents avait à voir avec un degré supérieur de désaccord quant aux troubles émotifs, aux infractions contre les biens et au rendement scolaire. Il y avait par ailleurs association entre le nombre de membres du ménage et de plus grands désaccords pour le résultat de l'hyperactivité. La monoparentalité féminine était liée à des degrés supérieurs de désaccord pour les dérèglements de conduite et l'hyperactivité et inférieurs pour les infractions contre les biens. Enfin, plus augmentait l'âge des parents, moins il y avait de désaccord pour ce qui est des troubles émotifs, des agressions indirectes et des infractions contre les biens.

Il nous est impossible de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de différences dans les trois quarts des cas, résultat qui traduit souvent l'importance des erreurs-types dans nos estimations. Pour les dérèglements de conduite, nous pouvons la rejeter dans un seul cas (sexe de l'enfant). Nous relevons le plus de rejets (3) de l'hypothèse nulle (selon le revenu) dans le cas des agressions indirectes et du rendement scolaire. On se rappellera que la valeur kappa est la plus basse pour les agressions indirectes et la plus haute pour le rendement scolaire. Cela illustre bien que la concordance des réponses n'est pas la concordance des estimations des coefficients d'une régression à plusieurs variables.

Le degré de concordance des coefficients de test formel ne varie pas amplement selon les variables indépendantes. Il n'est possible de rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients que pour un résultat dans le cas de la monoparentalité féminine et pour chaque ensemble de coefficients du revenu. Le rejet est le plus fréquent (trois résultats) dans le cas de la taille de la famille.

On peut soupçonner qu'une des premières choses que font les chercheurs mis en présence d'un tableau de résultats de régression est d'écarter les coefficients qui ne sont pas significativement différents de zéro au niveau de 1 % ou de 5 % habituellement. Ainsi, un test informel (et différent) de concordance de coefficients consiste à vérifier combien de fois les coefficients des deux régressions concordent en signification (au niveau de 5 %, disons) ou en non-signification.

Ce test informel d'égalité de coefficients indique une concordance de coefficients dans la moitié des cas environ. (Bien sûr, cette concordance de test informel s'explique en partie par l'importance des erreurs-types.) Pour les dérèglements de conduite par exemple, les coefficients des deux régressions sont statistiquement significatifs au niveau de 5 % ou non significatifs à ce même niveau dans cinq cas (si on exclut la constante). On ne relève guère de différences selon les résultats. Dans chaque cas, il y a concordance de trois à cinq paires de coefficients (sur un total possible de huit, la constante étant exclue). Là encore, on s'éloigne de ce que nous disent les valeurs de la statistique kappa, c'est-à-dire qu'il y a ample variation du degré d'accord parents-enfants selon les résultats.

Les différences s'avèrent considérables sous l'angle des variables indépendantes. Les tests informels font voir une concordance (des estimations des catégories des parents et des enfants) pour quatre ou cinq paires de coefficients (sur un total possible de six) pour la monoparentalité féminine, les variables fictives des catégories de revenu et le sexe de l'enfant. Pour l'âge et l'instruction des parents et la taille de la famille cependant, on note une concordance de test informel pour un ou deux coefficients seulement. Nous regarderons maintenant les diverses variables de contrôle. Nous nous poserons la grande question de savoir s'il est possible ou non que les inférences en matière de politiques accusent des variations appréciables selon nos deux ensembles de mesures de résultats.

Prenons d'abord le coefficient de la monoparentalité féminine. Une des données les plus robustes de la première génération de données de recherche ELNEJ est que les enfants appartenant à des familles monoparentales à chef féminin ont de pires résultats que les enfants de familles

biparentales. On peut consulter à ce sujet Dooley et coll. (1998), par exemple¹⁰. Cette recherche est entièrement fondée sur les réponses des parents au cycle 1 des données de l'ELNEJ. Nous désirons savoir si les résultats sont les mêmes lorsque nous nous reportons aux propres réponses des enfants et à deux cycles de données de revenu. Au tableau 2, les coefficients de la monoparentalité féminine pour la catégorie des parents sont tous significatifs sauf pour le résultat « infractions contre les biens ». Il se dégage une différence approximative de 0,2 à 0,3 écart-type, ce que les études spécialisées qualifient d'écart faible à modeste (Blau (1999) et Mayer (1997))¹¹. Les coefficients de monoparentalité féminine pour la catégorie des enfants sont significatifs pour trois résultats seulement (hyperactivité, troubles émotifs et rendement scolaire). Les coefficients significatifs sont tout aussi modestes. Si on accepte cette caractérisation d'ordre de grandeur comme modeste, on peut en conclure que les réponses tant des parents que des enfants révèlent des effets « non importants ».

Considérons maintenant les variables auxiliaires des catégories de revenu. Selon les réponses des parents, un des deux coefficients de faible revenu (moins de 20 000 \$ et de 20 000 \$ à 40 000 \$), ou les deux sont significatifs pour les résultats des dérèglements de conduite, de l'hyperactivité et des infractions contre les biens. Dans le cas du rendement scolaire, nous obtenons un effet négatif statistiquement significatif (meilleurs résultats) pour la catégorie de revenu « plus de 60 000 \$ ». Les résultats sont semblables selon les réponses des enfants sauf pour le résultat « rendement scolaire » où le coefficient est significatif pour la tranche de revenu 20 000 \$ - 40 000 \$. Il convient également de noter que les effets (significatifs) de tranche de revenu sont de 0,20 à 0,40 écart-type (du résultat), ce qui peut se comparer aux constatations de Blau (1999) et Mayer (1997). Là encore, les réponses tant des parents que des enfants font conclure à des effets « non importants ».

On constate aussi une concordance considérable pour le sexe de l'enfant. En général, les filles ont des résultats supérieurs de 0,2 à 0,4 écart-type à ceux des garçons selon les réponses des parents ou des enfants.

Il y a fréquemment discordance dans le cas de l'instruction et de l'âge des parents ainsi que de la taille de la famille. Selon les réponses des parents, la non-obtention d'un diplôme d'études secondaires par la mère (dans la plupart des cas) est liée à l'existence d'un coefficient significativement supérieur (inférieur) de 0,1 à 0,25 écart-type pour chaque résultat sauf celui des dérèglements de conduite. Selon les réponses des enfants cependant, le coefficient est significatif seulement pour les résultats des dérèglements de conduite et du rendement scolaire. Pour l'âge des

¹⁰ On ne sait au juste comment interpréter cette constatation, surtout dans un seul rapprochement transversal comme celui-là. Il se peut, par exemple, que ce soit en partie un effet permanent du faible revenu, puisque les mères seules traversent des périodes de pauvreté plus longues que celles des couples. Il se peut aussi que les piètres résultats des enfants appartenant à des familles monoparentales à chef féminin tiennent en partie à des événements antérieurs à la dissolution du mariage. Ainsi, Kingston-Riechers (1998) indique que 53 % des femmes ayant eu un premier mariage brisé ont déclaré avoir été violentées par leur ex-conjoint, mais que seulement 15 % des femmes ayant un mariage non brisé ont déclaré l'être par leur conjoint. La dissolution du mariage pourrait avoir tout d'un bienfait sur le plan de la santé pour les enfants victimes d'agression dans une famille biparentale contrairement à ce que pourrait montrer un examen superficiel de données transversales. Les données de l'ELNEJ (avec les caractéristiques « jamais marié(e) » et « déjà marié(e) ») nous masquent malheureusement la situation matrimoniale des mères seules.

¹¹ Nous n'avons pas normalisé la mesure du résultat du rendement scolaire, mais on relève environ 1,0 écart-type pour l'effet dégagé.

parents, il n'y a que deux effets significatifs de signe opposé selon les réponses des enfants. En revanche, selon les réponses des parents, l'âge parental est en corrélation positive et significative avec de meilleurs résultats dans tous les cas sauf dans celui du rendement scolaire. Une fois de plus, les effets sont modestes et un surcroît d'âge parental de 10 ans est lié à une variation d'environ 0,10 écart-type. Il y a aussi souvent discordance dans le cas de la taille de la famille. Selon les réponses des parents – mais non pas selon celles des enfants –, le coefficient est significatif pour les dérèglements de conduite et l'hyperactivité et non significatif pour les infractions contre les biens et le rendement scolaire. Si une personne s'ajoute à la famille, le résultat est généralement pire, mais la différence est de moins de 0,1 écart-type.

Une des raisons pour lesquelles les parents pourraient évaluer les résultats des enfants différemment de leur progéniture est leur propre état de santé. Plus précisément, la dépression parentale pourrait faire percevoir plus de problèmes chez l'enfant. Bien sûr, la dépression chez les parents peut aussi avoir des effets bien réels chez les enfants par les voies comportementale (moins d'attention dans l'exercice des responsabilités parentales) et biologique (patrimoine génétique).

L'ELNEJ prévoit plusieurs mesures autodéclarées de la santé des adultes, dont un indicateur récapitulatif de dépression tiré d'une série de questions au sujet des humeurs et des gestes des parents. La valeur moyenne de cet indicateur est bien plus élevée chez les mères seules que chez les parents (des mères pour la plupart) de familles biparentales. Elle est aussi plus haute chez les parents pauvres que chez les parents ne vivant pas dans la pauvreté¹². Nous avons expérimenté l'inclusion de cette variable dans nos régressions. Nous présentons plus loin nos constatations les plus pertinentes, mais sans livrer tout le jeu d'estimations. Il pourrait y avoir une interrelation causale complexe du revenu et de l'état matrimonial, d'une part, et de la dépression parentale, d'autre part. Une estimation satisfaisante d'un modèle plus approprié dépasse nettement notre propos.

Le coefficient estimé de la caractéristique « dépression parentale » est significatif (valeur p : 0,01 ou moins) dans toutes les régressions, y compris dans les régressions selon les réponses des enfants. Cela va dans le sens de l'hypothèse de l'existence d'effets réels de la santé des parents sur le bien-être des enfants. Comme ordre de grandeur de ces effets, on constate qu'une augmentation d'environ 0,20 écart-type pour la dépression parentale détermine une hausse approximative de 0,1 à 0,5 écart-type pour les résultats. Dans le cas des dérèglements de conduite, des troubles émotifs et de l'hyperactivité, le coefficient de la dépression parentale est bien plus important selon les réponses des parents que selon celles des enfants, ce qui s'accorde avec l'hypothèse suivant laquelle l'ordre de grandeur du coefficient dans les régressions de la catégorie des parents pourrait en partie s'expliquer par une surdéclaration des problèmes des enfants par les parents déprimés. Disons enfin que l'inclusion de la caractéristique « dépression » réduit (en valeur absolue) les coefficients de la monoparentalité féminine et du faible revenu, mais que la variation est plus ample dans les régressions selon les réponses des parents. Cela respecte l'hypothèse selon laquelle une partie mais non la totalité des différences résultantes des coefficients (entre les régressions selon les réponses des parents et celles des enfants) seraient peut-être dues à une plus grande fréquence de la dépression parentale dans les familles à faible revenu et à mère seule.

¹² L'échelle de notation de ce résultat peut aller de 0 à 36 (par ordre croissant de dépression) avec une moyenne de 4,7 et un écart-type de 5,5 dans notre échantillon. La moyenne est de 7,9 pour les mères seules, de 4,3 pour les mères mariées et de 3,5 pour les pères mariés. Elle est de 6,8 pour les parents pauvres (revenu se situant au-dessous du seuil de faible revenu de Statistique Canada) et de 4,1 pour les parents non pauvres.

Nous avons aussi fait un exercice concernant les mesures de ressources économiques. Deux cycles de données de revenu ELNEJ valent bien mieux qu'un, mais c'est très loin de ce dont on a besoin pour estimer l'incidence d'une variation à long terme ou permanente du revenu familial. L'ELNEJ a posé deux questions dont les réponses nous donnent des indicateurs de l'avoir familial. La famille est-elle propriétaire de sa maison (on ne s'enquiert cependant pas de l'endettement familial) et celle-ci demande-t-elle d'importantes réparations (selon le jugement de l'intervieweur)? Nous avons pris ces variables en compte dans nos régressions et leur effet estimé (qui n'est pas décrit ici) dépend hautement de l'ensemble de réponses qui est exploité. Selon les réponses des parents, la propriété d'une habitation est toujours liée à de meilleurs résultats, bien que là encore l'effet soit modeste, c'est-à-dire de l'ordre de 0,10 à 0,3 écart-type.

La nécessité de réparations importantes est associée à de pires résultats dans le cas des dérèglements de conduite, des troubles émotifs et de l'hyperactivité. L'inclusion de ces variables tendait également – ce qui se comprend d'emblée – à diminuer la valeur et la signification statistique des coefficients de la monoparentalité féminine et du faible revenu, surtout dans le premier cas. Selon les réponses des enfants, les coefficients de ces deux mesures de l'avoir familial ne sont jamais significatifs et n'ont guère d'effet sur les autres estimations. Pour l'instant, nous ne savons au juste pourquoi ces mesures d'avoir devraient présenter des effets qui diffèrent de la sorte selon nos deux jeux de régressions.

IV. Conclusion et résumé

À l'aide des données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), nous avons tâché de répondre à plusieurs questions quelque peu nouvelles. À quel point les parents et les enfants sont-ils d'accord lorsqu'on leur pose des questions identiques au sujet de la santé et du bien-être de l'enfance? Dans quelle mesure les différences qu'accusent leurs réponses influent-elles sur les inférences d'une analyse à plusieurs variables des données par rapport aux caractéristiques socio-économiques types de la famille?

Notre première conclusion est que la correspondance entre les évaluations faites par les parents et les enfants du bien-être de l'enfance variait seulement de faible à passable selon une mesure type de l'accord entre évaluateurs, la statistique kappa. Les données montrent bel et bien, cependant, que cette discordance ne tient pas à l'hésitation des enfants à faire part de leurs difficultés, ni aux réponses incohérentes ou au jugé qu'ils pourraient donner. L'accord est généralement supérieur dans le cas de résultats plus facilement observables (rendement scolaire selon les bulletins, par exemple) et inférieur pour les résultats qui le sont moins (troubles émotifs, agressions indirectes, etc.).

Notre deuxième conclusion est que la concordance des coefficients de régression des catégories des parents et des enfants est plus grande qu'on n'aurait pu le prévoir compte tenu de la faible correspondance entre les deux ensembles de mesures de résultats. Un test formel d'égalité de coefficients nous fait conclure à l'absence de différences dans les trois quarts des cas étudiés et un test moins formel de concordance, dans environ la moitié des cas. Le degré de concordance ne variait guère selon les résultats, mais il différait bel et bien selon les variables de contrôle. La concordance de coefficients (entre les régressions des catégories des parents et des enfants) était la plus grande pour le sexe de l'enfant. Elle était fréquente pour la monoparentalité féminine et le

revenu. En revanche, la discordance était fréquente pour l'instruction et l'âge des parents et la taille de la famille. Pour ces trois dernières variables, on relevait normalement des associations significatives selon les réponses des parents, mais non pas selon les réponses des enfants.

Nos analyses à plusieurs variables ont toutefois presque toujours donné des estimations de coefficients qui faisaient conclure à des effets variant de faibles à moyens. Rien dans les données n'indique d'effets importants de nos variables. Cette dernière conclusion ne repose que sur deux cycles de données de l'ELNEJ, mais elle s'accorde, croyons-nous, avec celles de sources non canadiennes de données longitudinales élaborées sur des périodes bien plus longues. Si on constate des différences significatives de perception du bien-être de l'enfance entre enfants et adultes et, dans certains cas, d'inférences d'une analyse à plusieurs variables, quel point de vue serait alors le plus juste? À notre avis, la réponse à cette question dépend des buts du chercheur. La perception des adultes en motivera le comportement, qu'il s'agisse de discipline, d'intérêt, d'attention ou même de dépenses. Pour l'analyse d'un tel comportement, c'est nettement l'évaluation des parents qui compte le plus. Toutefois, dans la mesure où notre but est de mesurer et d'améliorer le bien-être de l'enfance, la perception propre qu'a l'enfant de son état devient plus importante et, à tout le moins, ne saurait être négligée comme on l'a souvent fait jusqu'ici dans les études socio-économiques.

Tableau 2 - Données regroupées des cycle 1 (1994) et cycle 2 (1996)
Régressions des évaluations respectives des parents et des enfants par rapport aux
caractéristiques socio-économiques : données regroupées des cycles 1 et 2

	Évaluation des parents		Évaluation des enfants		Évaluation égale ^a	Évaluation des parents		Évaluation des enfants		Évaluation égale ^a
	Coeff. (erreur-type)	Valeur P	Coeff. (erreur-type)	Valeur P	Valeur P	Coeff. (erreur-type)	Valeur P	Coeff. (erreur-type)	Valeur P	Valeur P
	<u>Dérèglements de conduite</u>					<u>Hyperactivité</u>				
Mère seule	0,217 (0,062)	0,00	0,107 (0,066)	0,10	0,16	0,209 (0,069)	0,00	0,244 (0,096)	0,00	0,66
Revenu de moins de 20 000 \$	0,244 (0,074)	0,00	0,210 (0,079)	0,01	0,72	0,139 (0,082)	0,09	0,239 (0,083)	0,00	0,27
Revenu de 20 000 \$ à 40 000 \$	0,100 (0,046)	0,03	0,145 (0,049)	0,00	0,43	0,126 (0,051)	0,01	0,167 (0,052)	0,00	0,47
Revenu de plus de 60 000 \$	0,004 (0,039)	0,92	0,017 (0,041)	0,68	0,78	0,004 (0,043)	0,93	0,010 (0,044)	0,82	0,90
Absence de diplôme d'études secondaires des parents	-0,058 (0,048)	0,23	0,020 (0,513)	0,00	0,20	0,219 (0,054)	0,00	0,094 (0,054)	0,08	0,04
Sexe féminin	-0,236 (0,032)	0,00	-0,420 (0,034)	0,01	0,00	-0,345 (0,035)	0,00	-0,270 (0,036)	0,00	0,06
Âge parental	-0,013 (0,003)	0,00	-0,009 (0,003)	0,00	0,22	-0,008 (0,004)	0,02	-0,005 (0,004)	0,18	0,42
Taille de la famille	0,062 (0,015)	0,00	0,086 (0,016)	0,64	0,25	-0,025 (0,017)	0,13	0,054 (0,017)	0,00	0,00
Constante ^b	0,149 (0,147)	0,31	0,074 (0,157)	0,47		0,386 (0,164)	0,02	-0,019 (0,166)	0,91	
R ² corrigé (n ^{bre} d'obs.)	0,04		0,06		3 079	0,05		0,04		2 927
	<u>Troubles émotifs</u>					<u>Agressions indirectes</u>				
Mère seule	0,256 (0,077)	0,00	0,346 (0,071)	0,00	0,30	0,170 (0,076)	0,03	-0,025 (0,076)	0,74	0,04
Revenu de moins de 20 000 \$	0,017 (0,092)	0,85	-0,083 (0,085)	0,33	0,34	0,112 (0,089)	0,21	0,076 (0,088)	0,39	0,75
Revenu de 20 000 \$ à 40 000 \$	-0,043 (0,056)	0,45	0,002 (0,052)	0,97	0,49	0,001 (0,057)	0,99	0,020 (0,056)	0,72	0,78
Revenu de plus de 60 000 \$	-0,022 (0,048)	0,64	-0,115 (0,045)	0,01	0,09	-0,011 (0,048)	0,81	0,025 (0,048)	0,61	0,55
Absence de diplôme d'études secondaires des parents	0,183 (0,059)	0,00	0,068 (0,055)	0,22	0,09	0,260 (0,059)	0,00	-0,010 (0,058)	0,87	0,00
Sexe féminin	0,066 (0,039)	0,09	0,063 (0,036)	0,09	0,94	0,236 (0,039)	0,00	-0,010 (0,039)	0,80	0,00
Âge parental	-0,011 (0,004)	0,00	0,003 (0,004)	0,36	0,00	-0,012 (0,004)	0,00	-0,005 (0,004)	0,21	0,15
Taille de la famille	-0,038 (0,019)	0,04	0,075 (0,017)	0,00	0,00	-0,003 (0,019)	0,85	0,011 (0,019)	0,56	0,54
Constante ^b	0,705 (0,182)	0,00	-0,424 (0,169)	0,01		0,451 (0,181)	0,01	0,171 (0,179)	0,34	
R ² corrigé (n ^{bre} d'obs.)	0,02		0,02		2 995	0,03		0,01		2 908

Tableau 2 (suite) – Données regroupées des cycle 1 (1994) et cycle 2 (1996)
Régressions des évaluations respectives des parents et des enfants par rapport aux
caractéristiques socio-économiques : données regroupées des cycles 1 et 2

	Évaluation des parents		Évaluation des enfants		Évaluation égale ^a	Évaluation des parents		Évaluation des enfants		Évaluation égale ^a
	Coeff. (erreur-type)	Valeur P	Coeff. (erreur-type)	Valeur P		Valeur P	Coeff. (erreur-type)	Valeur P	Coeff. (erreur-type)	
	<u>Infractions contre les biens</u>					<u>Rendement scolaire</u>				
Mère seule	0,049 (0,054)	0,36	0,096 (0,072)	0,19	0,56	0,144 (0,060)	0,02	0,240 (0,055)	0,00	0,10
Revenu de moins de 20 000 \$	0,376 (0,065)	0,00	0,291 (0,087)	0,00	0,39	0,111 (0,070)	0,11	-0,023 (0,065)	0,73	0,05
Revenu de 20 000 \$ à 40 000 \$	0,175 (0,040)	0,00	0,164 (0,053)	0,00	0,85	0,052 (0,044)	0,24	0,095 (0,041)	0,02	0,33
Revenu de plus de 60 000 \$	0,020 (0,034)	0,56	0,046 (0,045)	0,31	0,60	-0,143 (0,038)	0,00	0,001 (0,035)	0,98	0,00
Absence de diplôme d'études secondaires des parents	0,126 (0,042)	0,00	0,093 (0,055)	0,09	0,60	0,197 (0,046)	0,00	0,185 (0,042)	0,00	0,77
Sexe féminin	-0,206 (0,028)	0,00	-0,182 (0,037)	0,00	0,55	-0,217 (0,031)	0,00	-0,202 (0,028)	0,00	0,64
Âge parental	-0,010 (0,003)	0,00	-0,005 (0,004)	0,20	0,22	0,000 (0,003)	0,99	0,009 (0,003)	0,00	0,00
Taille de la famille	0,012 (0,013)	0,37	0,139 (0,018)	0,00	0,00	0,021 (0,015)	0,14	0,033 (0,014)	0,01	0,41
Constante ^b	0,146 (0,148)	0,25	-0,424 (0,171)	0,01		1,864 (0,143)	0,00	1,452 (0,132)	0,00	
R ² corrigé (n ^{bre} d'obs.)	0,05		0,03		3 012	0,04		0,03		3 287

^a Test de l'hypothèse d'égalité des coefficients respectifs de la régression des parents et de celle des enfants.

^b Garçon appartenant à une famille biparentale non pauvre où la mère (habituellement) est âgée de moins de 35 ans et est titulaire d'un diplôme d'études secondaires ou plus.

Tableau 1-A
Élaboration des mesures de résultats ELNEJ

<p>Hyperactivité</p> <p><u>Échelle de notation</u> : 0-16</p>	<ol style="list-style-type: none"> 1. Ne peut rester assis tranquille, est agité ou hyperactif 2. Ne tient pas en place 3. Se laisse distraire, a de la difficulté à continuer une activité 4. Ne peut se concentrer, ne peut être attentif longtemps 5. Est impulsif, agit sans réfléchir 6. A de la difficulté à attendre son tour dans des jeux ou des groupes 7. Ne peut s'adonner à quelque chose plus que quelques moments 8. Est inattentif
<p>Dérèglements de conduite</p> <p><u>Échelle de notation</u> : 0-16</p>	<ol style="list-style-type: none"> 1. Détruit ses propres choses 2. Se mêle à beaucoup de bagarres 3. Détruit des choses qui appartiennent à sa famille ou à d'autres enfants 4. Si un autre enfant le blesse accidentellement (s'il le bouscule, par exemple), il suppose qu'il l'a fait exprès et réagit coléreusement et belliqueusement 5. S'en prend physiquement aux gens 6. Menace les gens 7. Est cruel, brutal ou mesquin envers autrui 8. Botte, mord, frappe d'autres enfants
<p>Troubles émotifs</p> <p><u>Échelle de notation</u> : 0-16</p>	<ol style="list-style-type: none"> 1. Semble malheureux, triste ou déprimé 2. N'est pas aussi heureux que les autres enfants 3. Est trop craintif ou anxieux 4. Est préoccupé 5. Pleure beaucoup 6. Paraît misérable, malheureux, larmoyant ou en état de détresse 7. Est nerveux, surexcité ou tendu 8. A de la difficulté à se plaire
<p>Agressions indirectes</p> <p><u>Échelle de notation</u> : 0-10</p>	<p>Lorsqu'il en veut à quelqu'un :</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. Essaie d'amener les autres à le détester 2. Se lie d'amitié avec un autre pour prendre sa revanche 3. En dit du mal dans son dos 4. Dit à d'autres de ne pas le fréquenter 5. En dit les secrets à un tiers
<p>Infractions contre les biens</p> <p><u>Échelle de notation</u> : 0-12</p>	<ol style="list-style-type: none"> 1. Détruit ses propres choses 2. Vole à la maison 3. Détruit des choses qui appartiennent à sa famille ou à d'autres enfants 4. Ment ou triche 5. Vandalise 6. Vole à l'extérieur de la maison
<p>Rendement scolaire</p> <p><u>Échelle de notation</u> : 0- 5</p>	<p>Selon ses bulletins, comment l'enfant réussit-il à l'école?</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. Très bien 2. Bien 3. Moyennement 4. Mal 5. Très mal
<p>Il y a un classement de réponses pour chaque résultat sauf celui du rendement scolaire. Chaque réponse appartenant à ce classement reçoit la cote 0 (jamais), 1 (parfois) ou 2 (souvent). La somme des cotes est la valeur du résultat multiple. Le libellé des questions est un peu plus nuancé que les énoncés ci-dessus.</p>	

Bibliographie

Andrews, V.C. et C.Z. Garrison, K.L. Jackson, C.L. Addy, RE McKeown, 1993 “Mother-Adolescent Agreement on the Symptoms and Diagnoses of Adolescent Depression and Conduct Disorders.” *Journal of American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*. 32:4, pp 731-738.

Argys, Laura M.H. Elizabeth Peters, Jeanne Brooks-Gunn et Judith R. Smith. 1998. “The Impact of Child Support on Cognitive Outcomes of Young Children.” *Demography*. 35:2, pp 159-73.

Blau, David, M. 1999. “The Effects of Income on Child Health Development.” *Review of Economic and Statistics*. 81(2): pp 261-276.

Blau, Francine et Adam Grossberg. 1992. “Maternal Labor Supply and Children’s Cognitive Development.” *Review of Economics and Statistics*. 74:3, pp 474-81.

Boyle, Michael et Ellen Lipman. 1998. “Do Places Matter? A Multilevel Analysis of Geographic Variations in Child Behaviour in Canada.” Strategic Policy. Applied Research Branch. Human Resources Development Canada. Working Paper.

Braun-Fahrlander, Ch., M. Gassner, C. Braun-Fahrlander, M. Gassner, L. Grize, C.E. Minder, H.S. Varonier, J.C. Vuille, B. Wuthrich, F.H. Sennhauser, 1998. “Comparison of Responses to an Asthma Symptom Questionnaire Completed by Adolescents and their Parents.” *Pediatric Pulmonology*. 25, pp 159-166.

Cohen, Jacob (1960). “A Coefficient of Agreement for Nominal Scales.” *Educational and Psychological Measurement*. 20:1, pp 37-46.

Cohen, Jacob. 1968. “Weighted kappa: nominal scale agreement with provision for scales disagreement or partial credit.” *Psychological Bulletin*. 70: pp 213-220.

Dooley, Martin, Lori Curtis, Ellen L. Lipman et David H. Feeny. 1998. Child Psychiatric Disorders, Poor School Performance and Social Problems: The Roles of Family Structure and Low Income in Cycle One of the National Longitudinal Survey of Children and Youth. Chapter 7 in Miles Corak (ed.) *Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada’s Children*. Statistics Canada, Catalogue Number 89-553-XPB.

Duffy, C.M, L. Arsenault, K.N. Duffy, 1993. “Level of Agreement Between Parents and Children in Rating Dysfunction in Juvenile Rheumatoid Arthritis and Juvenile Spondyloarthritides.” *Journal of Rheumatology*. 20, pp 2134-2139.

Epkins, C.C. 1996. “Parent Ratings of Children’s Depression, Anxiety and Aggression: A Cross-Sample Analysis of Agreement and Differences with Child and Teacher Ratings.” *Journal of Clinical Psychology*. 52:6, pp 599-608.

Grootendorst, Paul V, David Feeny et William Furlong, 1997. “Does It Matter Whom and How You Ask? Inter- and Intra-Rater Agreement in the Ontario Health Survey.” *Journal of Clinical Epidemiology*. 50:2, pp 127-135.

Herjanic, B., M. Herjanic, F. Brown et T. Wheat, 1975. "Are Children Reliable Reporters?" *Journal of Abnormal Child Psychology*. 3:1, pp 41-48.

Herjanic, Barbara et Wendy Reich. 1982. "Development of a Structured Psychiatric Interview for Children: Agreement Between Child and Parent on Individual Symptoms." *Journal of Abnormal Child Psychology*. 10:3, pp 307-324.

Kingston-Riechers, JoAnn. 1998. "The Association Between the Frequency of Wife Assault and Marital Dissolution." Chapter II in *The Association Between Wife Assault and the Socioeconomic Characteristics of Women and their Families*. PhD Dissertation, McMaster University.

Kohen, Dafna, Hertzman, C. et Brooks-Gunn, J. 1998. "Neighbourhood Influences on Children's School Readiness." Strategic Policy. Applied Research Branch. Human Resources Development Canada. Working Paper.

Kohen, Dafna, Hertzman, C. et Michele Wiens. 1998. "Environmental Changes and Children's Competencies." Strategic Policy. Applied Research Branch. Human Resources Development Canada. Working Paper.

Korenman, Sanders, Janet Miller et John Sjaastad. 1995. "Long-Term Poverty and Child Development in the United States: Results from the NLSY." *Children and Youth Services Review*, 17 (1-2), pp 127-155.

Landis, J.R. et G. G. Koch. 1977. "The Measurement of Observer Agreement for Categorical Data." *Biometrics* 33(1): 159-74.

Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan. 1998. "Effects of Parental Work on Developmental Outcomes of Young Children." Department of Economics. University of Montreal. Working Paper.

Mayer, Susan. 1997. *What Money Can't Buy*. Cambridge: Harvard University Press.

McCloskey, Deirdre N. et Ziliak, Stephen T. 1996. "The Standard Error of Regressions." *Journal of Economic Literature*. 34 (March), pp 97-114.

Phipps, Shelley. 1999. "The Well-Being of Young Canadian Children in International Perspective." Dalhousie University. Department of Economics. Working Paper No. 99-01.

Reich, Wendy. Barbara Herjanic. Z. Welner et P.R. Gandhi. 1982. "Development of a Structured Psychiatric Interview for Children: Agreement on Diagnosis Comparing Child and Parent Interviews." *Journal of Abnormal Child Psychology*. 10:4, pp 325-336.

Rey, J.M., E. Schrader et A. Morris-Yates, 1992. "Parent-Child Agreement on Children's Behaviours reported by the Child Behaviour Checklist." *Journal of Adolescence*. 15, pp 219-230.

Silverman, W.K. et A.R. Eisen, 1992. "Age Differences in the Reliability of Parent and Child Reports of Child Anxious Symptomatology Using a Structured Interview." *Journal of American Academic Child and Adolescent Psychiatry*. 31:1, pp 117-124.

Stata Corp. 1999. *Stata Statistical Software: Release 6.0*. College Station, TX: Stata Corporation.

Theunissen, N.C., T.G. Vogels, H.M. Koopman, G.H. Verrips, K.A. Zwinderman, S.P. Verloove-Vanhorick, J.M. Wit, 1998. "The Proxy Problem: Child Report vs Parent Report in Health-Related Quality of Life Research." *Quality of Life Research*. 7, pp 387-397.

Verhulst, F.C., M. Althaus, et G.F. Berden, 1987. "The Child Assessment Schedule: Parent-Child Agreement and Validity Measures." *Journal of Child Psychology*. 28:3, pp 455-466.

Weissman, M.M., P. Wickramaratne, V. Warner, K. John, B.A. Prusoff, K. R. Merikangas, G. D. Gammon, "Assessing Psychiatric Disorders in Children: Discrepancies Between Mothers' and Children's Reports." *Archives of General Psychiatry*. 44, pp 747-753.

Whiteman, D. et A. Green. 1997. "Wherein Lies the Truth? Assessment of Agreement between Parent Proxy and Child Respondent" *International Journal of Epidemiology*. 26:4, pp 855-859.