

*La pauvreté et le bien-être de l'enfance au  
Canada et aux États-Unis :  
La façon dont nous mesurons la pauvreté  
a-t-elle de l'importance?*

**Rapport final**

*Shelley Phipps et Lori Curtis  
Direction générale de la recherche appliquée  
Politique stratégique  
Développement des ressources humaines Canada*

*septembre 2000*

SP-556-01-03F  
(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 invités à faire part de leurs observations et de leurs suggestions aux auteurs.



La version française du présent document est disponible sous le titre « *Poverty and Child Well-Being in Canada and the United States: Does it Matter How We Measure Poverty?* » (0-662-33901-0, RH63-1/556-01-03E).

This paper is available in French under the title « *Poverty and Child Well-Being in Canada and the United States: Does it Matter How We Measure Poverty?* » (0-662-33901-0, RH63-1/556-01-03E).



Papier

ISBN : 0-662-89589-4

N° de cat. : RH63-1/556-01-03F

PDF

ISBN : 0-662-89590-8

N° de cat. : RH63-1/556-01-03F-PDF



**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

*Ce document examine la question de savoir si la pauvreté a une influence sur le bien-être de l'enfance. Au Canada comme aux États-Unis, diverses études se sont penchées sur le rapport entre le bien-être de l'enfance et la pauvreté et/ou le revenu de la famille et elles ont observé des relations de faible amplitude et qui parfois même n'étaient pas statistiquement significatives. Si ces constatations sont fondées, elles pourront avoir des répercussions sur les politiques, en ce sens que les mesures ayant pour effet de réduire la pauvreté chez les enfants sont peut-être mal orientées et qu'il serait peut-être préférable de canaliser les ressources destinées aux enfants par des moyens autres que les transferts de revenu. Ce serait là une conclusion importante, et de toute évidence, il faudrait examiner la situation de façon très poussée avant de la tirer.*

*Nous examinons ici la possibilité que les conclusions relatives au rapport entre la pauvreté et le bien-être des enfants soient influencées par le choix de la mesure de la « pauvreté ». Nous nous intéressons particulièrement à l'influence de l'ensemble de données choisi, à l'échantillon tiré et au seuil de pauvreté retenu. L'analyse porte sur les enfants du Canada et des États-Unis, à la fois pour montrer que ces questions ne sont pas propres au seul contexte canadien et pour faire ressortir l'influence des mesures choisies sur la façon dont nous analysons les comparaisons de la pauvreté chez les enfants et/ou du bien-être des enfants au Canada et aux États-Unis. Les principaux ensembles de données utilisés sont ceux de l'Enquête sur les finances des consommateurs et de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes pour le Canada et de la Current Population Survey ainsi que de la National Longitudinal Survey of Youth – Mother/Child Supplement pour les États-Unis.*

*Nous observons que les estimations de l'incidence de la pauvreté chez les enfants sont très sensibles aux mesures choisies. Par exemple, nous pouvons tirer des conclusions fort différentes, comme les suivantes : 1) l'incidence de la pauvreté chez les enfants est de 10 points de pourcentage plus élevée aux États-Unis qu'au Canada; 2) il n'y a aucune différence dans l'incidence de la pauvreté chez les enfants entre les deux pays. Il est toutefois rassurant de constater que ces écarts assez différents dans le niveau de la pauvreté chez les enfants ne se retrouvent pas de façon aussi marquée dans les estimations à plusieurs variables du rapport entre la pauvreté chez les enfants et les résultats développementaux des enfants. Dans la plupart des cas, la pauvreté chez les enfants, peu importe de quelle façon elle est mesurée, est corrélée à des résultats développementaux moins favorables chez les enfants (indice de masse corporelle, scores à l'échelle de vocabulaire en images Peabody, problèmes de concentration et hyperactivité); ces corrélations sont plus fortes aux États-Unis qu'au Canada. Même si l'ampleur estimée des corrélations n'est pas la même selon différentes mesures de la pauvreté, nous soutenons qu'elles ne sont pas, en général, significativement différentes, ni du point de vue statistique, ni du point de vue économique. Il y a toutefois une exception à cette conclusion : si la pauvreté est mesurée selon les seuils de pauvreté officiels des États-Unis, il n'y a parfois aucune relation apparente entre les résultats développementaux des enfants et de la pauvreté.*

*La conclusion que nous tirons de cette recherche du point de vue des politiques est que les initiatives visant à réduire la pauvreté chez les enfants au Canada ne sont pas mal orientées si nous nous préoccupons du bien-être des enfants. Dans 54 régressions sur 60, nous avons observé une relation significative entre des mesures de rechange du bien-être des enfants et de la pauvreté de la famille.*



## ***Remerciements***

*Nous remercions Lynn Lethbridge, pour son excellent apport à notre recherche, ainsi que Peter Burton, Martin Dooley, John Hoddinott et deux lecteurs anonymes, dont les observations ont été fort utiles. Finalement, c'est avec gratitude que nous remercions Développement des ressources humaines Canada de son soutien financier.*



# *Table des matières*

<b>1. Introduction .....</b>	<b>1</b>
<b>2. Estimations de rechange de l'incidence de la pauvreté chez les enfants au Canada et aux États-Unis .....</b>	<b>5</b>
<b>3. Analyse à plusieurs variables de la probabilité de pauvreté chez les enfants à partir des données de l'EFC par rapport aux données de l'ELNEJ et de seuils de pauvreté de rechange .....</b>	<b>11</b>
<b>4. Analyse à plusieurs variables des répercussions de l'utilisation de seuils de pauvreté de rechange pour notre examen de la corrélation entre le bien-être des enfants et la pauvreté.....</b>	<b>17</b>
<b>5. Conclusion .....</b>	<b>25</b>
<b>6. Bibliographie.....</b>	<b>27</b>
<b>7. Annexe .....</b>	<b>29</b>





## *Liste des tableaux*

Tableau 1a	Seuils de pauvreté avant impôt pour le Canada, 1994 .....	9
Tableau 1b	Seuils de pauvreté avant impôt pour les États-Unis, 1994.....	9
Tableau 2	La pauvreté chez les enfants de 0 à 11 ans Seuils de pauvreté et ensembles de données de rechange Canada et États-Unis – 1994.....	10
Tableau 3a	Estimation probit de la probabilité de pauvreté, enfants canadiens qui avaient entre 0 et 11 ans en 1994.....	15
Tableau 3b	Estimation probit de la probabilité de pauvreté, enfants américains qui avaient entre 0 et 11 ans en 1994.....	16
Tableau 4	Moyennes et fréquences des résultats développementaux des enfants.....	22
Tableau 5	Influence de mesures de rechange de la pauvreté sur les résultats développementaux des enfants .....	23
Tableau 6	Effets marginaux des problèmes de concentration et de l'hyperactivité .....	24
Tableau A1	Moyennes selon l'EFC et l'ELNEJ – Enfants qui avaient entre 0 et 11 ans en 1994 .....	29



# 1. Introduction

La réduction de la pauvreté au Canada est actuellement une très grande priorité du plan d'action stratégique national du Canada. Ainsi, la question a soulevé une attention énorme en décembre 1999, lorsque les médias et des activistes du domaine ont fait remarquer que l'incidence de la pauvreté chez les enfants avait en fait augmenté au Canada depuis que toutes les parties s'étaient entendues afin de l'éliminer pour l'an 2000. La croyance populaire semble être qu'il y a une corrélation entre la pauvreté et des résultats développementaux défavorables chez les enfants, même si cela n'est pas confirmé par la littérature actuelle sur le sujet. Au Canada comme aux États-Unis, diverses études se sont penchées sur le rapport entre le bien-être de l'enfance et la pauvreté et/ou le revenu de la famille et elles ont observé des relations de faible amplitude et qui parfois même n'étaient pas significatives (par exemple, voir Blau, 1999; Curtis et coll., 2001; Dooley et coll., 1998a, b; Korenman et coll., 1995; Mayer, 1997). Si ces constatations sont fondées, elles pourraient avoir des répercussions sur les politiques, en ce sens que les mesures ayant pour effet de réduire la pauvreté chez les enfants sont peut-être mal orientées et qu'il serait peut-être préférable de canaliser les ressources destinées aux enfants par des moyens autres que les transferts de revenu. Ce serait là une conclusion importante, et de toute évidence, il faudrait examiner la situation de façon très poussée avant de la tirer.

Dans le présent rapport, nous nous demandons si la conclusion voulant que la corrélation entre la pauvreté et le bien-être des enfants soit faible ou non significative est influencée par la façon dont nous choisissons de mesurer la pauvreté<sup>1</sup>. De nombreux ouvrages ont été publiés sur l'économie de la mesure de la pauvreté qui mettent l'accent sur l'influence que peut avoir sur les estimations de la pauvreté le choix de mesures apparemment ésotériques comme « l'échelle d'équivalence »<sup>2</sup>, qu'englobent les seuils de pauvreté (voir par exemple Buhmann et coll., 1988; Phipps, 1993; Ruggles, 1990). Il peut donc se révéler également vrai que le choix de la mesure de la pauvreté influence les estimations de la corrélation entre les résultats développementaux de l'enfant et la pauvreté.

Au Canada, la méthode la plus fréquemment utilisée pour mesurer le « faible revenu » est celle des seuils de faible revenu (SFR) de Statistique Canada. Les SFR sont établis au moyen de la « méthode d'Engel », selon laquelle un ménage est un ménage à faible revenu s'il consacre 20 points de pourcentage de plus que la famille canadienne moyenne à la satisfaction de ses besoins essentiels. Même si Statistique Canada prend grand soin de préciser que les SFR mesurent le « faible revenu » et non pas la « pauvreté », dans le débat public, les SFR sont assimilés à des seuils de pauvreté officiels.

---

<sup>1</sup> Dans un rapport parallèle également financé par DRHC, nous examinons la question de savoir si le revenu actuel et/ou la pauvreté constituent la meilleure mesure des ressources économiques à la disposition des enfants. Voir Curtis et Phipps, 2000.

<sup>2</sup> Une échelle d'équivalence indique, par exemple, de quel revenu supplémentaire deux personnes ont besoin par rapport à une personne seule. Ainsi, si le seuil de pauvreté pour une personne est de 10 000 \$ et l'échelle d'équivalence pour deux personnes de 1,5, le seuil de pauvreté pour un ménage comptant deux personnes serait de 15 000 \$.

Ainsi, au Canada, dans les discussions portant sur les politiques, les SFR ont une grande crédibilité et ils ont été utilisés dans les études canadiennes sur le lien entre la pauvreté et la santé des enfants qui ont été réalisées jusqu'à maintenant (Curtis et coll., 2001; Dooley et coll., 1998a, b). Il convient néanmoins de préciser qu'il n'y a pas de consensus, même à l'intérieur du Canada, qui permettrait d'affirmer que les SFR représentent la « meilleure » façon, voire même la « seule », de mesurer la pauvreté. Par exemple, DRHC a mis sur pied un Groupe de travail fédéral-provincial-territorial sur la recherche et l'information en matière de développement social chargé d'élaborer une mesure dite du « panier de consommation » (MPC) de la pauvreté (Hatfield, 2002). De plus, à l'extérieur du contexte canadien, de nombreuses mesures autres que les SFR sont utilisées (en fait, à notre connaissance, aucun autre pays n'a retenu une formule correspondant exactement à celle des SFR)<sup>3</sup>. Par exemple, aux États-Unis, on établit les seuils officiels de pauvreté en multipliant le « budget alimentaire adéquat minimum » de familles dont la composition est différente par un facteur de trois. Dans la Communauté européenne, la norme consiste à situer la pauvreté à 50 % du revenu médian, et c'est la formule la plus communément utilisée dans la littérature (voir, par exemple, Ruggles, 1990). Par conséquent, même si les SFR ont une énorme crédibilité au Canada et qu'ils sont donc extrêmement importants, aucun autre argument ne permet d'affirmer qu'ils sont la mesure idéale de la pauvreté au Canada, par rapport à une autre formule utilisée plus couramment ailleurs (par exemple, celle qui consiste à établir la pauvreté à 50 % du revenu médian)<sup>4</sup>.

Dans les pages qui suivent, nous illustrerons d'abord la façon dont les estimations de la pauvreté chez les enfants peuvent être influencées à la fois par le choix de l'ensemble de données et le choix du seuil de pauvreté. À cette fin, nous comparons les estimations de l'incidence établies à partir des données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), ensemble de données renfermant de l'information sur le bien-être des enfants (voir Dooley et coll., 1998), avec les estimations tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), qui est la source généralement utilisée pour mesurer les distributions du revenu ou le faible revenu au Canada (voir Statistique Canada, 1997a ou b). Nous faisons ces comparaisons en fonction de cinq seuils de pauvreté de rechange. Nous montrons également que la sensibilité des estimations de la pauvreté au choix de l'ensemble de données et au choix de la mesure de la pauvreté n'est pas un phénomène unique au Canada, en faisant des comparaisons semblables à partir de données américaines équivalentes (tirées de la Current Population Survey (CPS) et de la National Longitudinal Survey of Youth – Mother Child Survey (NLSY))<sup>5</sup>. Dans un deuxième temps, compte tenu des différences dans les estimations du niveau de pauvreté, nous montrons, à partir d'une analyse à plusieurs variables simple, comment les caractéristiques associées à une probabilité plus élevée qu'un enfant vive dans la pauvreté varient entre l'ELNEJ et l'EFC et selon d'autres

---

<sup>3</sup> Phipps et Garner, 1993, ont utilisé des données canadiennes et américaines comparables pour estimer des « SFR » pour le Canada et les États-Unis. Leurs principales constatations étaient que lorsque la même méthodologie est utilisée pour établir des échelles d'équivalence, aucune différence statistique ou pratique n'est discernable. Il semble donc qu'il n'y ait pas vraiment de différences inhérentes entre les pays qui donneraient lieu à des équivalences différentes, mais plutôt que différents pays ont tout simplement *choisi* des démarches différentes.

<sup>4</sup> Statistique Canada publie également des mesures de faible revenu (MFR), calculées à 50 % du revenu médian, mais elles reçoivent beaucoup moins d'attention.

<sup>5</sup> Voir Blau, 1999 ou Mayer, 1997. L'EFC et la CPS sont les ensembles de données utilisés dans le cadre de l'Étude sur le revenu du Luxembourg et ils sont donc à la base d'un corpus important d'ouvrages comparant la pauvreté des enfants dans différents pays. Voir par exemple Bradbury et Jantti, 1999.

seuils de pauvreté de rechange, et nous refaisons l'analyse à partir des deux ensembles de données des États-Unis. Enfin, nous montrons l'importance du choix du seuil de pauvreté dans les conclusions relatives à l'ampleur de l'association entre les résultats développementaux des enfants et la pauvreté chez les enfants. Tout au long de notre rapport, nous montrons que le choix de la mesure de la pauvreté influence non seulement la façon dont nous interprétons les rapports entre la pauvreté et le bien-être de l'enfance à l'intérieur des pays de référence, mais également les conclusions que nous tirons de telles comparaisons.



## *2. Estimations de rechange de l'incidence de la pauvreté chez les enfants au Canada et aux États-Unis*

Les tableaux 1a et 1b illustrent cinq séries de seuils de pauvreté de rechange pour le Canada et les États-Unis en 1994. Pour le Canada, nous indiquons d'abord les seuils de faible revenu (SFR) pour 1994 (base de 1992), qui varient selon le nombre de personnes (aucune distinction n'est faite entre les adultes et les enfants) et la taille du secteur de résidence. Nous présentons ensuite trois séries de seuils de pauvreté calculés à la moitié de la médiane du revenu équivalent canadien avant impôt<sup>6</sup>, mais dont la médiane du revenu équivalent est calculée selon trois échelles d'équivalence de rechange. Chaque série d'échelles est communément utilisée dans la littérature; comme on l'a vu plus tôt, la formule du 50 % de la médiane du revenu équivalent pour calculer le seuil de pauvreté est la plus fréquemment utilisée dans la littérature sur l'économie de la pauvreté. La première échelle d'équivalence est celle qui est recommandée par l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) (1982), et qui est communément utilisée dans les pays européens. Dans ce cas, si un adulte seul se voit attribuer une échelle d'équivalence égale à 1,0, on supposera que chaque adulte de plus ajoutera 0,7 à l'échelle et chaque enfant de plus, 0,5. L'échelle « 40/30 » qui est utilisée pour les mesures du faible revenu (MFR) de Statistique Canada suit la même procédure, à cette exception qu'on suppose que chaque adulte de plus ajoute 0,4 à l'échelle et chaque enfant de plus, 0,3. Enfin, l'échelle d'équivalence de l'Étude sur le revenu du Luxembourg (ERL) est simplement calculée selon la racine carrée du nombre de personnes dans le ménage. Comme dans le cas des SFR, elle ne fait aucune distinction entre les adultes et les enfants. L'échelle de l'ERL est très populaire dans les ouvrages de recherche (voir, par exemple, Crossley et Curtis, 2000; Osberg, 2000). Enfin, nous illustrons les seuils de pauvreté officiels des États-Unis convertis en dollars canadiens<sup>7</sup>.

Pour les États-Unis, nous signalons les seuils de pauvreté officiels de 1994. Nous refaisons ensuite le calcul de trois séries de seuils de pauvreté de rechange selon l'échelle « 40/30 », l'échelle « 70/50 » de l'OCDE et l'échelle de l'ERL. Cependant, dans ce cas, les seuils de pauvreté sont établis à 50 % de la médiane du revenu équivalent avant impôt des États-Unis. Finalement, nous convertissons également une série de seuils de pauvreté au Canada (échelle 70/50 de l'OCDE) en dollars américains de 1994, selon les parités de pouvoir d'achat pour les dépenses de consommation finale privée (Statistique Canada, CANSIM D23283)<sup>8</sup>.

<sup>6</sup> Le « revenu équivalent » est le revenu familial divisé par l'échelle d'équivalence appropriée pour le ménage. Il s'agit de rajuster le revenu familial pour tenir compte du fait que plus d'une personne vit de ce revenu, tout en considérant les économies d'échelle que peuvent réaliser les personnes qui habitent ensemble. À noter qu'aucun des ensembles de données sur les résultats développementaux des enfants ne comprend de données sur le revenu après impôt, de sorte que nous n'avons pas d'autre choix que de nous concentrer sur le revenu avant impôt.

<sup>7</sup> On peut trouver les seuils de pauvreté officiels des États-Unis sur Internet à l'adresse <http://www.census.gov/hhes/poverty/threshld/thresh94.html>. Les seuils ont été convertis en dollars canadiens au moyen des parités de pouvoir d'achat pour les dépenses de consommation finale privée (CANSIM D23283).

<sup>8</sup> Il n'est pas simple de décider comment appliquer les SFR dans le contexte américain, compte tenu de la variation des seuils de pauvreté selon la taille du lieu de résidence. Est-ce que les mêmes limites de population (par exemple, population supérieure à 500 000) définiraient un « grand centre urbain » aux États-Unis?

Pour le Canada, si nous comparons les seuils de pauvreté pour une famille composée de deux adultes et de deux enfants, nous obtenons des seuils de rechange de 27 100 \$ (OCDE); de 25 983 \$ (échelle 40/30); de 26 523 \$ (ERL); et d'entre 31 071 \$ (SFR, grand centre urbain) et 21 472 \$ (SFR, région rurale). Le seuil de pauvreté officiel des États-Unis est sensiblement plus faible, à 19 024 \$. Les différences entre les seuils de pauvreté augmentent proportionnellement à la taille de la famille. Par exemple, pour un ménage de six personnes comptant deux adultes et quatre enfants, les seuils de pauvreté sont de 37 137 \$ (OCDE); de 33 778 \$ (échelle 40/30); de 32 484 \$ (ERL); et d'entre 38 393 \$ (SFR, grand centre urbain) et 26 533 \$ (SFR, région rurale).

Pour les États-Unis, on remarque également des différences sensibles entre les seuils de pauvreté. Premièrement, les seuils officiels sont beaucoup plus faibles que n'importe quel seuil de rechange (à 50 % du revenu médian) – 15 029 \$ pour une famille de deux adultes et de deux enfants par rapport à 21 315 \$ selon l'échelle 70/50 de l'OCDE ou à 20 571 \$ selon l'échelle de l'ERL, par exemple. Si nous convertissons en dollars américains le seuil de pauvreté du Canada calculé à 50 % du revenu médian (échelle de l'OCDE), nous obtenons un seuil de 21 408 \$ pour une famille de quatre personnes, ce qui est très semblable au seuil calculé pour les États-Unis selon la formule de l'OCDE. Encore ici, les différences entre les seuils de pauvreté s'accroissent à mesure que la taille de la famille augmente, puisque les écarts dans les « économies d'échelle » implicites prennent plus d'importance. Il semble évident, par conséquent, que dans l'un et l'autre pays, certaines familles dont le revenu se situe à l'intérieur de la fourchette de la « pauvreté » pourraient être considérées comme des familles pauvres selon une mesure, et des familles « non pauvres » selon une autre.

Toutefois, notre principale préoccupation dans cette section est de déterminer si nous obtenons les mêmes estimations de la pauvreté, peu importe le seuil qui est utilisé, selon différents ensembles de données (c'est-à-dire l'EFC par rapport à l'ELNEJ au Canada; la CPS par rapport à la NLSY aux États-Unis). En effet, on peut soutenir que l'EFC renferme de meilleures estimations des revenus familiaux<sup>9</sup>, mais que l'ELNEJ représente le seul ensemble de données contenant beaucoup d'informations sur le bien-être des enfants. Ainsi, pour étudier les liens entre le bien-être des enfants et la pauvreté chez les enfants, nous devons utiliser l'ELNEJ. Cependant, si le revenu est moins bien mesuré dans le cadre de l'ELNEJ, c'est peut-être l'une des raisons qui explique la faible corrélation observée entre la santé des enfants et la pauvreté chez les enfants dans la littérature canadienne jusqu'à maintenant. Les mêmes arguments valent pour la CPS par rapport à la NLSY aux États-Unis<sup>10</sup>.

Le tableau 2 signale l'incidence<sup>11</sup> de la pauvreté chez les enfants de 0 à 11 ans en 1994, au Canada et aux États-Unis, à partir de seuils de pauvreté et d'ensembles de données de rechange. Nous nous concentrons sur les enfants de 0 à 11 ans, puisque c'est la fourchette

<sup>9</sup> Dans le cadre de l'EFC, des questions détaillées sont posées sur les composantes individuelles du revenu et l'enquête est menée à l'époque des impôts, de sorte que les répondants auront l'information nécessaire à leur disposition. Dans le cadre de l'ELNEJ, seulement deux questions sont posées sur le revenu personnel et le revenu du ménage et l'enquête ne coïncide pas avec la période des impôts.

<sup>10</sup> Curtis et coll., 2001, ont recours à l'Étude sur la santé des enfants de l'Ontario (ESEO) plutôt qu'à l'ELNEJ. Le revenu familial n'est pas particulièrement bien mesuré dans l'ESEO non plus.

<sup>11</sup> Nous avons également calculé l'ampleur de la pauvreté pour chaque mesure, mais nous nous concentrons ici sur son incidence seulement.



des âges de l'ELNEJ. Nous avons utilisé la même procédure pour chaque ensemble de données dans chaque pays : 1) les ménages sont exclus s'ils ne comptent aucun enfant de 0 à 11 ans ou s'ils n'ont pas de revenu avant impôt positif; 2) les enfants sont comptés parmi les enfants pauvres s'ils vivent dans des ménages dont le revenu est inférieur au seuil de pauvreté de référence; 3) pour calculer l'incidence de la pauvreté chez les enfants, on attribue à chaque enfant de 0 à 11 ans un poids d'échantillonnage approprié<sup>12</sup>.

Pour les ensembles de données du Canada et pour la CPS des États-Unis, nous refaisons tous ces calculs pour deux échantillons d'enfants : 1) tous les enfants de 0 à 11 ans; 2) tous les enfants de 0 à 11 ans dont la pcm/la mère a entre 29 et 37 ans. Comme les données concernant les enfants de la NLSY proviennent d'un supplément à la NLSY de base, toutes les mères de l'échantillon avaient entre 29 et 37 ans en 1994. Ainsi, la deuxième série de calculs sur les trois autres ensembles de données nous permet d'obtenir une meilleure comparabilité entre les ensembles, bien que les échantillons avec restriction quant à l'âge de la mère nous donnent évidemment une image moins fidèle de l'incidence de la pauvreté chez les enfants de 0 à 11 ans. Une des raisons pour lesquelles nous présentons des estimations pour les deux échantillons, le cas échéant, est que nous voulons examiner dans quelle mesure la restriction relative à l'âge de la mère est importante/réductrice dans les données de la NLSY, qui ont servi dans plusieurs études très influentes sur la corrélation entre la pauvreté/le revenu et le bien-être des enfants (par exemple, Blau, 1999; Korenman et coll., 1995; Mayer, 1997).

Le premier élément qui ressort de la partie supérieure du tableau 2 est que des sources de données différentes donnent des estimations assez différentes de l'incidence de la pauvreté. Peu importe le seuil de pauvreté qui est utilisé, l'ELNEJ donne des estimations plus élevées de l'incidence de la pauvreté chez les enfants (de 0 à 11 ans) au Canada que l'EFC (3,7 points de pourcentage de plus dans le cas des SFR; 4,7 points de pourcentage de plus dans le cas du seuil de pauvreté établi à 50 % de la médiane du revenu équivalent et l'échelle d'équivalence de l'OCDE). Pour replacer cet écart dans son contexte, précisons qu'il y a une différence de 6,4 points entre l'incidence de la pauvreté la plus élevée (20,9 % en 1996) et la plus faible (14,5 % en 1989) chez les enfants du Canada entre 1980 et 1997 (Conseil national du bien-être social, 1999).

La partie inférieure du tableau 2 donne une comparaison semblable pour les États-Unis. Il est intéressant de constater que dans ce cas, l'ensemble des données relatives aux enfants (la partie de la NLSY qui porte sur les mères et les enfants) donne des estimations plus faibles de l'incidence de la pauvreté chez les enfants que la Current Population Survey (CPS) accessible par l'entremise de l'Étude sur le revenu du Luxembourg). Par conséquent, même si l'incidence de la pauvreté chez tous les enfants de 0 à 11 ans est estimée à environ 10 points de pourcentage de plus aux États-Unis qu'au Canada (selon la mesure de la pauvreté qui est utilisée), cet écart disparaît essentiellement lorsqu'on utilise les données de l'EFC et de la CPS. Et cela demeure vrai, peu importe que nous comparions l'incidence relative de la pauvreté entre les pays (par exemple, deux seuils établis à 50 %

<sup>12</sup> Dans l'ELNEJ, chaque enfant représente une observation distincte et peut se voir attribuer une pondération différente aux fins de l'établissement de distributions des enfants appropriées selon l'âge, même si l'enquête vise également ses frères et sœurs (en d'autres termes, les enfants de la même famille peuvent se voir attribuer des poids d'échantillonnage différents). Pour l'EFC, nous avons créé une observation pour chaque enfant de 0 à 11 ans et attribué à chaque enfant le revenu et le poids d'échantillonnage du ménage auquel il appartient.

de la médiane du revenu équivalent, à partir de la médiane du revenu équivalent propre à chaque pays) ou que nous fassions une comparaison « absolue » de l'incidence de la pauvreté au moyen, par exemple, des seuils de pauvreté officiels des États-Unis pour les États-Unis comme pour le Canada. Pour donner des chiffres précis, supposons une comparaison de l'incidence de la pauvreté à partir de deux seuils de pauvreté établis à 50 % de la médiane du revenu équivalent, le revenu équivalent étant calculé à partir d'une échelle de l'ERL. Si nous utilisons les données de l'EFC et de la CPS, l'incidence de la pauvreté est de 21,2 % au Canada et elle est estimée à 30,2 % aux États-Unis. Si nous utilisons les mêmes seuils de pauvreté, mais les ensembles de l'ELNEJ et de la NLSY plutôt, l'incidence de la pauvreté est estimée à 24,0 % au Canada et à 24,9 % aux États-Unis.

De toute évidence, comme on l'a vu plus tôt, toutes les mères dans l'ensemble des données de la NLSY sont âgées d'entre 29 et 37 ans, et il semble, d'après des calculs effectués pour les autres ensembles de données, que cette restriction se traduise par des estimations considérablement plus faibles de la pauvreté (d'environ 3 points de pourcentage pour l'un ou l'autre des ensembles de données du Canada; de 4 à 5 points de pourcentage selon la CPS). Cependant, les considérations qualitatives de ci-dessus demeurent valides lorsque nous nous concentrons sur les échantillons limités aux mères d'entre 29 et 37 ans pour tous les ensembles de données : 1) l'ELNEJ donne des estimations plus élevées de l'incidence de la pauvreté que l'EFC; 2) la NLSY donne des estimations plus faibles de l'incidence de la pauvreté que la CPS (bien que les deux séries d'estimations américaines se rapprochent beaucoup lorsque nous appliquons la restriction concernant l'âge de la mère).

La façon dont nous interprétons l'incidence de la pauvreté chez les enfants d'un pays à l'autre peut également être influencée par le seuil de pauvreté que nous avons retenu. Par exemple, au Canada, il y a un écart de 2 points de pourcentage entre le SFR et le seuil établi à 50 % du revenu médian avec une échelle d'équivalence de l'OCDE, si nous utilisons les données de l'ELNEJ (24,5 % par rapport à 26,5 %). À noter par ailleurs que lorsque ce sont les données de l'EFC qui sont utilisées, les estimations de l'incidence sont très semblables pour tous les seuils de pauvreté, sauf les seuils officiels des États-Unis. Ces derniers donnent les estimations de l'incidence qui s'écartent le plus des autres – selon les données de l'ELNEJ, la pauvreté chez les enfants est estimée à seulement 14,4 %, par rapport à 24,5 % selon les SFR.

Des différences semblables apparaissent dans les estimations de l'incidence de la pauvreté selon divers seuils de pauvreté aux États-Unis. Par exemple, selon les données de la NLSY et selon les seuils de pauvreté officiels des États-Unis, l'incidence estimée de la pauvreté est de 17,5 %, tandis que selon la formule de 50 % du revenu médian de l'OCDE, elle est de 26,4 %.

**Tableau 1a**  
Seuils de pauvreté avant impôt pour le Canada, 1994

Personnes	Seuils de faible revenu				½ de la médiane du revenu équivalent						Seuils de pauvreté officiels des États-Unis (en dollars canadiens)			
	Taille du secteur de résidence				OCDE		40/30		ERL		1 enfant		2 enfants	
	Régions urbaines		Région rurale		1 adulte	2 adultes	1 adulte	2 adultes	1 adulte	2 adultes	1 enfant	2 enfants	1 adulte	2 adultes
1	16 511	14 162	14 063	13 086	11 410	10 037	15 056	17 063	–	12 992	18 188	13 262	–	–
2	20 639	17 702	17 579	16 357	14 263	15 056	20 074	22 081	16 889	22 086	18 755	12 930	–	–
3	25 668	22 016	21 863	20 343	17 739	20 074	25 093	27 100	20 786	22 086	22 970	15 100	15 114	15 114
4	31 071	26 650	26 465	24 626	21 472	25 093	30 111	32 118	24 684	25 983	26 523	19 666	19 024	19 024
5	34 731	29 791	29 583	27 527	24 003	30 111	35 130	37 137	28 581	29 880	29 654	23 673	22 948	22 948
6	38 393	32 931	32 702	30 428	26 533	35 130	40 148	42 155	32 479	33 778	32 484	26 946	26 390	26 390
7	42 054	36 072	35 820	33 329	29 064	40 148	42 155	44 162	36 376	37 675	35 087	31 073	30 409	30 409

Les SFR sont tirés de la publication 13-207 de Statistique Canada (base de 1992).

**Tableau 1b**  
Seuils de pauvreté avant impôt pour les États-Unis, 1994

Personnes	Seuils de pauvreté officiels des États-Unis Nombre d'enfants de moins de 18 ans			OCDE		40/30		ERL		½ de la médiane du revenu canadien selon l'échelle de l'OCDE (en dollars américains)	
	1	2	3	1 adulte	2 adultes	1 adulte	2 adultes	1 adulte	2 adultes	1 adulte	2 adultes
1	–	–	–	7 895	–	10 106	–	10 286	–	7 929	–
2	10 215	–	–	11 842	13 421	13 137	14 148	14 546	14 546	11 894	13 479
3	11 929	11 940	–	15 789	17 368	16 169	17 179	17 815	17 815	15 858	17 444
4	15 536	15 029	15 081	19 736	21 315	19 200	20 211	20 571	20 571	19 823	21 408
5	18 702	18 129	17 686	23 684	25 262	22 232	23 243	22 999	22 999	23 787	25 373
6	21 287	20 848	20 427	27 631	29 210	25 264	26 274	25 194	25 194	27 752	29 337
7	24 548	24 023	23 657	31 578	33 157	28 295	29 306	27 213	27 213	37 716	33 302

Source : Seuils de pauvreté officiels des États-Unis : <http://www.census.gov/hhes/poverty/hheshld/hresh94.html>

<b>Tableau 2</b> <b>La pauvreté chez les enfants de 0 à 11 ans</b> <b>Seuils de pauvreté et ensembles de données de rechange</b> <b>Canada et États-Unis – 1994</b>											
		Seuil de pauvreté = ½ de la médiane du revenu équivalent									
Canada	SFR <sup>1</sup>	Échelle 40/30		Échelle de l'OCDE <sup>2</sup>		Échelle de l'ERL <sup>3</sup>		Seuils de pauvreté officiels des États-Unis (en dollars canadiens)			
		EFC <sup>4</sup>	ELNEJ <sup>5</sup>	EFC	ELNEJ	EFC	ELNEJ	EFC	ELNEJ		
% de pauvres Tous PCM d'entre 29 et 37 ans		20,8 % 17,6 %	24,5 % 21,5 %	21,2 % 18,4 %	24,3 % 21,3 %	21,8 % 19,1 %	26,5 % 24,0 %	21,2 % 18,3 %	24,0 % 20,7 %	11,2 % 9,7 %	14,4 % 12,3 %
États-Unis		½ de la médiane du revenu canadien selon l'échelle de l'OCDE (en dollars américains)		Échelle 40/30		Échelle de l'OCDE <sup>2</sup>		Échelle de l'ERL <sup>3</sup>		Seuils de pauvreté officiels des États-Unis	
		CPS <sup>6</sup>	NLSY <sup>7</sup>	CPS	NLSY	CPS	NLSY	CPS	NLSY	CPS	NLSY
% de pauvres Tous PCM d'entre 29 et 37 ans		33,0 % 28,8 %	– 26,4 %	30,7 % 26,6 %	– 24,9 %	32,8 % 28,7 %	– 26,4 %	30,2 % 26,0 %	– 24,9 %	20,7 % 17,3 %	– 17,5 %

1. Seuils de faible revenu.

2. Organisation de coopération et de développement économiques.

3. Étude sur le revenu du Luxembourg.

4. Enquête sur les finances des consommateurs.

5. Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes.

6. Current Population Survey.

7. National Longitudinal Survey of Youth.

### ***3. Analyse à plusieurs variables de la probabilité de pauvreté chez les enfants à partir des données de l'EFC par rapport aux données de l'ELNEJ et de seuils de pauvreté de rechange***

Compte tenu de ces différences assez frappantes dans l'incidence estimée de la pauvreté, il semble de mise de faire une analyse à plusieurs variables des facteurs associés à une hausse de la probabilité qu'un enfant vive dans la pauvreté selon les différents ensembles de données et seuils de pauvreté. Les tableaux 3a et 3b présentent des modèles probits de la probabilité qu'un enfant soit observé comme vivant dans la pauvreté au Canada et aux États-Unis, respectivement<sup>13</sup>. Pour les deux ensembles de données canadiens de même que pour la Current Population Survey (CPS) des États-Unis, nous nous concentrons sur l'échantillon de tous les enfants de 0 à 11 ans, peu importe l'âge de la mère, mais nous donnons également un exemple de régression à partir de l'échantillon avec restriction concernant l'âge de la mère. De toute évidence, les estimations tirées de la National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) ne peuvent s'appliquer qu'à l'échantillon avec restriction d'âge.

La spécification retenue pour les modèles probits est extrêmement réduite, à la fois parce qu'un certain chevauchement du contenu des enquêtes dans les quatre ensembles de données allait de soi dans cet exercice et également parce que l'objet des régressions n'est pas « d'expliquer » la pauvreté, mais simplement de vérifier le profil de base des corrélations. Ainsi, les variables de contrôle se limitent au nombre d'enfants de moins de 18 ans et à une série de variables nominales selon lesquelles le niveau de scolarité de la mère est inférieur au secondaire<sup>14</sup>, l'enfant est âgé d'entre 7 et 11 ans, l'enfant vit dans une famille monoparentale et la mère a 35 ans ou plus.

Le tableau A1 de l'annexe donne les moyennes d'échantillon pour les échantillons ayant servi aux estimations. Il faut remarquer d'abord que les deux échantillons canadiens de tous les enfants paraissent très semblables, à cette exception que le pourcentage de mères qui n'ont pas terminé le secondaire est légèrement plus important dans l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) (20,3 % par rapport à 16,2 %). Si nous comparons les

<sup>13</sup> Des poids d'échantillonnage sont utilisés pour toutes les régressions.

<sup>14</sup> Les observations ont été exclues en cas de non-réponse à toute variable utilisée dans le modèle d'estimation. Il existe une différence entre les échantillons de l'EFC et l'ELNEJ, à savoir que dans le cadre de l'ELNEJ, on a systématiquement recours aux « personnes qui connaissent le mieux l'enfant » (pcm), mais cela ne devrait pas faire beaucoup de différence dans les résultats signalés ici. Dans les régressions, nous utilisons l'âge et la scolarité de la pcm comme variables de contrôle. La majorité, mais non pas la totalité, des pcm sont les mères. Par conséquent, dans les données de l'EFC, nous utilisons l'âge et le niveau de scolarité de la mère, à moins que celle-ci ne soit pas présente, auquel cas nous substituons les valeurs correspondantes pour le père ou une autre personne qui s'occupe des enfants. Même si ces procédures ne sont pas identiques, les coefficients des variables de la « mère » sont remarquablement semblables dans tous les ensembles de données. Pour les deux ensembles de données américains, nous avons utilisé l'information relative à la mère lorsqu'elle était disponible.

deux échantillons américains avec restriction concernant l'âge de la mère, les moyennes d'échantillon sont assez semblables. Mais comment les caractéristiques des échantillons avec restriction d'âge diffèrent-elles de celles de l'échantillon global? Si nous comparons les deux séries de moyennes découlant de la CPS, il est d'abord évidemment vrai qu'un pourcentage plus limité de mères ont plus de 35 ans dans l'échantillon avec restriction d'âge (31,6 % par rapport à 44,6 %). Il est également vrai qu'un pourcentage plus limité de mères dans l'échantillon avec restriction d'âge n'ont pas terminé le secondaire (13,3 % par rapport à 18,5 %). Les enfants sont légèrement plus âgés dans l'échantillon avec restriction concernant l'âge de la mère (44,1 % par rapport à 41,4 %) et ils sont moins nombreux à vivre dans des foyers monoparentaux (22,4 % par rapport à 26,7 %). Dans l'ensemble, il paraît important de se souvenir que les données de la NLSY ne sont pas entièrement représentatives de tous les enfants américains de tel ou tel âge.

Cette constatation est confirmée lorsqu'on examine les différences entre l'échantillon avec restriction concernant l'âge de la mère et l'échantillon complet des ensembles de données canadiens, la plupart des tendances qui s'en dégagent étant les mêmes (par exemple, les mères sont moins susceptibles d'avoir un faible niveau de scolarité dans l'échantillon avec restriction d'âge et les enfants sont moins susceptibles de vivre dans un foyer monoparental). Une différence ressort entre les deux pays : pour les deux ensembles de données canadiens, les enfants dont les mères ont entre 29 et 37 ans sont légèrement moins susceptibles d'avoir entre 7 et 11 ans (par exemple, 38,9 % par rapport à 41,7 % selon l'ELNEJ), tandis que c'est l'opposé qui est vrai dans les données américaines.

Examinons maintenant les résultats des analyses à plusieurs variables. Nous verrons d'abord les deux équations de la probabilité de pauvreté au Canada estimées selon les seuils de faible revenu (SFR) à partir des données de l'EFC puis de l'ELNEJ, respectivement (tableau 3a). Même si la plupart des coefficients estimés sont légèrement plus importants selon les données de l'ELNEJ que selon celles de l'EFC (par exemple, faible scolarité, monoparentalité, nombre d'enfants), la principale différence entre les deux équations estimées est que l'âge de l'enfant n'est pas statistiquement significatif dans le cas de l'EFC, mais que le groupe d'âge des 7 à 11 ans présente une probabilité de pauvreté moindre lorsque c'est l'échantillon global des données de l'ELNEJ qui est utilisé. Cette tendance se maintient, peu importe la mesure de la pauvreté qui est utilisée, et elle semble raisonnable, puisque l'on peut supposer que les enfants d'âge scolaire entravent moins la participation à la population active. Il faut souligner une différence importante entre l'EFC et l'ELNEJ qui peut se révéler pertinente pour cette constatation, à savoir que le système de pondération de l'ELNEJ permet d'obtenir des estimations plus précises de la distribution des enfants par groupe d'âge que l'EFC (voir le renvoi 13).

Si nous nous concentrons sur la comparaison des mesures de la pauvreté au lieu des ensembles de données, nous observons une différence importante, à savoir que le nombre d'enfants vivant dans la famille est associé à une augmentation plus importante de la pauvreté si on utilise l'échelle d'équivalence de l'OCDE plutôt que, par exemple, les SFR. Cela n'est pas surprenant, puisque les SFR tiennent pour acquis que les individus qui vivent ensemble peuvent réaliser des économies d'échelle plus importantes. Ainsi, à revenu égal, les familles plus nombreuses sont plus susceptibles d'être classées parmi les familles pauvres selon la méthode de l'OCDE que selon la méthode des SFR. Cette constatation demeure valide, peu importe l'ensemble de données utilisé.

Enfin, si nous comparons les estimations obtenues à partir de l'échantillon avec restriction concernant l'âge de la mère et à partir de l'échantillon global (en utilisant un seuil de pauvreté calculé à 50 % de la médiane du revenu équivalent selon une échelle d'équivalence de l'ERL), la variable nominale selon laquelle les enfants plus âgés sont moins susceptibles d'être pauvres perd de son importance dans les données de l'ELNEJ<sup>15</sup>.

Pour les États-Unis, si nous comparons les coefficients estimatifs obtenus selon différents ensembles de données mais à partir de la même mesure de la pauvreté (par exemple, les seuils de pauvreté officiels des États-Unis), nous constatons encore ici que la différence la plus notable concerne l'association estimée entre l'âge de l'enfant et la pauvreté. À partir de l'échantillon global des données de la CPS, on observe que les enfants d'entre 7 et 11 ans sont moins susceptibles d'être pauvres (comme c'était le cas pour l'ELNEJ, mais non pas pour l'EFC); si on utilise l'échantillon avec restriction d'âge et l'échelle d'équivalence de l'ERL, on n'observe aucune différence significative dans la probabilité de pauvreté chez les enfants plus vieux ou plus jeunes (comme c'était le cas pour les échantillons canadiens avec restriction d'âge). Cependant, à partir des données de la NLSY, on constate que les enfants plus vieux sont plus susceptibles d'être pauvres, même s'il n'y a pas de raison évidente qui l'expliquerait.

Si nous faisons des comparaisons en fonction des seuils de pauvreté à partir du même ensemble de données pour les États-Unis, nous constatons là encore que le coefficient estimé du nombre d'enfants vivant dans la famille est le plus important lorsque ce sont les échelles d'équivalence de l'OCDE (qui supposent des économies d'échelle plus petites) qui sont utilisées.

Finalement, il est intéressant de comparer les estimations pour le Canada et pour les États-Unis. Même s'il est évident que la valeur absolue des coefficients sur lesquels repose la comparaison sera influencée par la mesure de la pauvreté retenue, en fait, la plupart des constatations qualificatives demeurent vraies, peu importe cette mesure. Nous nous concentrons d'abord sur les estimations selon l'EFC et la CPS, à partir des échantillons sans restriction concernant l'âge de la mère. La faible scolarité de la mère et la monoparentalité sont corrélées à des taux plus élevés de pauvreté dans les deux pays, bien que l'ampleur des deux influences soit beaucoup plus vaste aux États-Unis. Le nombre d'autres frères et sœurs est également associé à des probabilités de pauvreté plus importantes aux États-Unis qu'au Canada. Si la mère est âgée de 35 ans ou plus, la probabilité de pauvreté associée chez l'enfant est moindre, mais dans des proportions plus marquées aux États-Unis qu'au Canada. Autre différence importante : les enfants plus âgés sont moins susceptibles d'être pauvres selon les données de la CPS, mais cet effet n'est pas observé si on utilise les données de l'EFC.

Si nous comparons les estimations de l'échantillon avec restriction d'âge de l'ELNEJ et les estimations de la NLSY (en fonction des seuils de pauvreté de l'ERL), la plupart des constatations présentées ci-dessus demeurent valables. En d'autres termes, les enfants vivant dans une famille monoparentale ou les enfants dont les mères ont un faible niveau de scolarité sont plus susceptibles d'être pauvres, mais l'ampleur de ces corrélations est

---

<sup>15</sup> Nous avons estimé des probits pour toutes les mesures de la pauvreté à partir de l'échantillon avec restriction d'âge et les mêmes conclusions demeurent valables, peu importe le seuil de pauvreté. Nous ne signalons ici qu'une seule série de coefficients, faute de place.

beaucoup plus vaste aux États-Unis. Le nombre d'autres frères et sœurs est corrélé à des probabilités plus élevées de pauvreté dans les deux pays, mais la corrélation est plus forte aux États-Unis; les enfants dont les mères sont plus âgées sont moins susceptibles d'être pauvres, mais dans des proportions plus importantes aux États-Unis. Si l'on tient compte de l'âge de la mère, on n'observe aucune corrélation entre l'âge de l'enfant et la pauvreté dans l'échantillon avec restriction d'âge de l'ELNEJ; les enfants plus âgés sont plus susceptibles que d'autres d'être pauvres aux États-Unis.

Jusqu'à maintenant, nous nous sommes concentrées sur deux thèmes. Le premier est que les estimations de la pauvreté chez les enfants ne sont pas les mêmes selon que l'on a recours aux données de l'ELNEJ et à celles de l'EFC pour le Canada ou aux données de la NLSY et de la CPS pour les États-Unis. On considère généralement que l'EFC permet de faire les meilleures estimations du revenu et de la pauvreté au Canada (par exemple, l'EFC est l'ensemble de données utilisé par Statistique Canada pour ses estimations de la distribution du revenu et du faible revenu au Canada – voir Statistique Canada, 1997a ou b). Ainsi, il y a lieu de penser que les estimations tirées de l'EFC sont préférables aux estimations tirées de l'ELNEJ. Le problème, du point de vue de l'objet global de notre recherche, c'est que pour comprendre les corrélations qui existent entre la santé et la pauvreté chez les enfants, nous n'avons pas d'autre choix que d'utiliser l'information sur le revenu recueillie dans le cadre de l'ELNEJ. Peut-être pourrait-on, pour les prochains cycles de collecte des données, tâcher d'améliorer le contenu de l'enquête en ce qui concerne le revenu. D'ici là, il demeure possible que l'une des raisons expliquant certains des résultats actuels (par exemple, l'inimportance relative du faible revenu) soit l'information limitée dont nous disposons au sujet du revenu. Tant qu'une meilleure information sur le revenu ne sera pas disponible dans les ensembles de données concernant le bien-être de l'enfance, le problème demeurera.

Le deuxième thème est que le choix du seuil de pauvreté peut influencer nos estimations de l'incidence et des corrélats de la pauvreté chez les enfants. Une question importante que nous nous posons ici est donc la suivante : le choix du seuil de pauvreté peut-il influencer également notre perception lorsqu'il s'agit de déterminer si la pauvreté compte pour le bien-être des enfants et jusqu'à quel point elle compte, et si la corrélation demeure constante selon différentes dimensions du bien-être? C'est la question sur laquelle nous nous pencherons dans le prochain chapitre.



**Tableau 3a**  
**Estimation probit de la probabilité de pauvreté, enfants canadiens qui avaient entre 0 et 11 ans en 1994**

	Enquête sur les finances des consommateurs				Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes					
	SFR <sup>1</sup>	Seuils de pauvreté officiels des États-Unis (en \$CAN)	OCDE <sup>2</sup>	ERL <sup>3</sup>	SFR <sup>1</sup>	Seuils de pauvreté officiels des États-Unis (en \$CAN)	OCDE <sup>2</sup>	ERL <sup>3</sup>		
			Tous	PCM de 29 à 37 ans			Tous	PCM de 29 à 37 ans		
Variable nominale = 1 si la PCM n'a pas terminé le secondaire	0,699* (0,027)	0,558* (0,030)	0,730* (0,027)	0,710* (0,027)	0,712* (0,039)	0,768* (0,026)	0,751* (0,027)	0,758* (0,026)	0,808* (0,026)	0,821* (0,037)
Variable nominale = 1 si l'enfant a entre 7 et 11 ans	-0,032 (0,026)	-0,039 (0,030)	-0,029 (0,025)	-0,035 (0,026)	0,011 (0,035)	-0,143* (0,023)	-0,124* (0,026)	-0,139* (0,022)	-0,139* (0,023)	-0,025 (0,030)
Variable nominale = 1 si la famille est monoparentale	1,372* (0,029)	1,103* (0,031)	1,222* (0,029)	1,464* (0,030)	1,553* (0,043)	1,470* (0,027)	1,269* (0,026)	1,352* (0,027)	1,529* (0,027)	1,620* (0,039)
Nombre d'enfants < 18 ans dans le ménage	0,148* (0,011)	0,176* (0,012)	0,275* (0,011)	0,192* (0,011)	0,256* (0,016)	0,196* (0,010)	0,251* (0,011)	0,338* (0,010)	0,242* (0,010)	0,242* (0,014)
Variable nominale = 1 si la PCM a 35 ans ou plus	-0,343* (0,026)	-0,235* (0,030)	-0,338* (0,026)	-0,384* (0,026)	-0,173* (0,037)	-0,375* (0,023)	-0,239* (0,026)	-0,439* (0,022)	-0,402* (0,023)	-0,188* (0,032)
Paramètre d'interception	-1,474* (0,031)	-1,961 (0,036)	-1,715* (0,031)	-1,572* (0,031)	-1,931* (0,047)	-1,370* (0,027)	-1,993 (0,032)	-1,577* (0,028)	-1,509* (0,028)	-1,764* (0,041)

\* Signification à un seuil de confiance de 99 %.

1. Seuil de faible revenu.

2. Organisation de coopération et de développement économiques.

3. Étude sur le revenu du Luxembourg.

	Current Population Survey					National Longitudinal Survey of Youth-Children				
	Seuils de pauvreté officiels des États-Unis	OCDE <sup>1</sup>	½ de la médiane canadienne selon l'échelle de l'OCDE (\$US)	ERL <sup>2</sup>		Seuils de pauvreté officiels des États-Unis	OCDE <sup>1</sup>	½ de la médiane canadienne selon l'échelle de l'OCDE (\$US)	ERL <sup>2</sup>	
				Tous	Mères âgées de 29 à 37 ans					
Variable nominale = 1 si la PCM n'a pas terminé le secondaire	1,463* (0,040)	1,761* (0,039)	1,771* (0,039)	1,684* (0,039)	1,964* (0,065)	1,364* (0,126)	1,411* (0,120)	1,410* (0,120)	1,370* (0,123)	
Variable nominale = 1 si l'enfant a entre 7 et 11 ans	-0,246* (0,038)	-0,200* (0,033)	-0,208* (0,033)	-0,171* (0,034)	0,022 (0,049)	0,227** (0,108)	0,342* (0,093)	0,343* (0,093)	0,389* (0,096)	
Variable nominale = 1 si la famille est monoparentale	2,368* (0,037)	2,153* (0,035)	2,161* (0,035)	2,296* (0,035)	2,574* (0,054)	2,963* (0,113)	2,811* (0,102)	2,809* (0,102)	3,008* (0,103)	
Nombre d'enfants < 18 ans dans le ménage	0,465* (0,014)	0,574* (0,014)	0,573* (0,014)	0,401* (0,013)	0,491* (0,020)	0,539* (0,048)	0,676* (0,046)	0,675* (0,046)	0,549* (0,046)	
Variable nominale = 1 si la PCM a 35 ans ou plus	-0,792* (0,039)	-0,871* (0,034)	-0,869* (0,034)	-0,976* (0,035)	-0,511* (0,055)	-0,409* (0,123)	-0,636* (0,106)	-0,633* (0,106)	-0,608* (0,110)	
Paramètre d'interception	-3,470* (0,050)	-2,809* (0,044)	-2,792* (0,044)	-2,509* (0,042)	-3,331* (0,070)	-4,555* (0,177)	-3,958* (0,154)	-3,956* (0,153)	-3,872* (0,155)	

\* Signification à un seuil de confiance de 99 %.

\*\* Signification à un seuil de confiance de 95 %.

1. Organisation de coopération et de développement économiques.

2. Étude sur le revenu du Luxembourg.

## ***4. Analyse à plusieurs variables des répercussions de l'utilisation de seuils de pauvreté de rechange pour notre examen de la corrélation entre le bien-être des enfants et la pauvreté***

Pour déterminer dans quelle mesure le choix du seuil de pauvreté compte lorsqu'il s'agit de tirer des conclusions concernant l'influence de la pauvreté des enfants sur leur bien-être, nous estimons une série de régressions à plusieurs variables à partir des données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) menée au Canada en 1994 (échantillon global et échantillon avec restriction concernant l'âge de la mère) et des données de la NLSY menée aux États-Unis en 1994. Nous nous concentrons sur quatre résultats développementaux des enfants susceptibles d'intéresser les économistes, parce que chacun peut être interprété comme un aspect du « développement du capital humain » de l'enfant<sup>16</sup> : l'indice de masse corporelle, l'hyperactivité, les problèmes de concentration et l'échelle de vocabulaire en images Peabody. L'indice de masse corporelle<sup>17</sup> peut être calculé pour tous les enfants de 0 à 11 ans et c'est l'une des rares mesures de la santé physique disponibles au Canada et aux États-Unis. Chez les adultes des pays riches, il est bien connu que la pauvreté est associée à l'obésité et nous savons que l'obésité est associée à divers problèmes de santé (par exemple, maladies cardiaques, diabète, voir Daviglius et coll., 1998, Vita et coll., 1998). Il semble raisonnable de supposer que cette relation entre pauvreté et obésité existe aussi chez les enfants (par exemple, parce qu'il coûte plus cher d'acheter des fruits et des légumes frais que des Kraft Dinners en hiver)<sup>18</sup>. Ainsi, la masse corporelle est un résultat développemental intéressant et important de l'enfant, et elle présente un autre avantage, c'est-à-dire qu'il s'agit d'un indicateur objectif disponible en continu.

Le deuxième résultat développemental sur lequel nous nous concentrons est une mesure de l'hyperactivité – qui est également une dimension importante de la santé au sens large. Nous disposons de ce résultat pour les enfants de 4 à 11 ans dans les deux pays. Au Canada, les mères sont priées de répondre à la question suivante : « À quelle fréquence diriez-vous que [votre enfant] ne peut rester en place, est agité/ée ou hyperactif/ve? ». Les choix de réponse sont les suivants : 1) jamais ou pas vrai; 2) quelquefois ou un peu vrai; 3) souvent ou très vrai. Aux États-Unis, les mères sont priées de répondre à la question suivante [TRADUCTION] : « La déclaration : il/elle est agité/e ou exagérément actif/ve,

---

<sup>16</sup> Nous avons également été limitées par l'exigence de la comparabilité entre le Canada et les États-Unis. Il y a relativement peu de résultats développementaux qui sont mesurés à l'identique dans le cadre de l'ELNEJ et de la NLSY.

<sup>17</sup> C'est-à-dire le poids (en kilogrammes) divisé par le carré de la taille (en centimètres).

<sup>18</sup> Il est également possible que les enfants de familles à très faible revenu aient une insuffisance pondérale parce qu'ils ne mangent pas assez.

ne peut rester en place » est-elle : 1) fausse; 2) quelquefois vraie; 3) souvent vraie? »<sup>19</sup>. Même si ces questions et les choix de réponse ne sont pas identiques, nous pensons qu'ils sont très semblables<sup>20</sup>. Il faut préciser toutefois que la mesure que nous utilisons est l'interprétation subjective que fait la mère du comportement de l'enfant. Comme nous l'avons souligné dans un autre travail portant sur les enfants canadiens de 10 et 11 ans (Curtis, Dooley et Phipps, 2000), l'enfant et la mère ne sont pas toujours d'accord au sujet du comportement de l'enfant et l'état d'esprit de la mère (par exemple, dépression) peut influencer son signalement des résultats développementaux de son enfant.

La troisième dimension du bien-être de l'enfant que nous examinons ici est la capacité de concentration – élément qui sera vraisemblablement très important pour la capacité de l'enfant de réussir à l'école et donc d'acquérir du capital humain. Encore là, cette mesure est disponible pour les enfants de 4 à 11 ans dans les deux pays. Au Canada, on pose la question suivante aux mères : « À quelle fréquence diriez-vous que [votre enfant] est incapable de se concentrer, ne peut maintenir son attention pour une longue période? ». Les choix de réponse sont les suivants : 1) jamais ou pas vrai; 2) quelquefois ou un peu vrai; 3) souvent ou très vrai. Aux États-Unis, les mères sont priées de répondre à la question suivante [TRADUCTION] : « La déclaration : il/elle a de la difficulté à se concentrer, ne peut prêter attention longtemps » est-elle : 1) fausse; 2) quelquefois vraie; 3) souvent vraie? ». Encore ici, les questions sont très semblables, bien qu'elles ne soient pas identiques, et les réponses dépendent de l'évaluation que fait la mère du comportement de l'enfant.

La dernière dimension du bien-être de l'enfant que nous utilisons est celle des scores normalisés à l'échelle de vocabulaire en images Peabody (EVIP), qui est également une mesure du « capital humain », en ce sens qu'elle est considérée comme une mesure de la maturité scolaire, qui présente une bonne corrélation à la réussite future à l'école (Baker et coll., 1993). Les scores à l'EVIP ne dépendent pas de l'évaluation des parents, ce qui est un avantage pour nos fins<sup>21</sup>. Cependant, au Canada, les résultats de ce test ne sont disponibles que pour les enfants de 4 et de 5 ans. Aux États-Unis, ils sont disponibles pour les enfants de 3 à 6 ans, et nous avons conservé l'échantillon global, puisqu'autrement, l'échantillon américain serait assez limité<sup>22</sup>. L'EVIP présente des avantages, c'est-à-dire qu'il ne dépend pas de l'évaluation de la mère et que les scores sont disponibles en continu.

---

<sup>19</sup> De nombreux chercheurs canadiens utilisent le score de « l'hyperactivité » de l'ELNEJ (comme nous l'avons fait nous-mêmes dans un travail précédent), qui est établi à partir des réponses à huit questions au sujet de divers aspects de l'hyperactivité. Il n'existe pas d'indice comparable pour les États-Unis, pas plus qu'il n'est possible d'en construire un, puisque les huit questions ne sont pas posées. La seule question concernant « l'hyperactivité » que nous avons retenue pour le présent travail est l'une des huit questions canadiennes utilisées pour construire l'indice. La corrélation entre la question unique et l'indice est de 0,72.

<sup>20</sup> Divers résultats développementaux pour lesquels la question posée était très semblable dans les deux enquêtes présentaient des choix de réponse différents (par exemple, le nombre de catégories différait).

<sup>21</sup> On montre aux enfants une série d'images et ils sont priés de dire laquelle se rapporte à un mot qu'ils entendent. Les scores bruts indiquent simplement le nombre de bonnes réponses. Les scores normalisés permettent de faire des comparaisons entre des enfants de différents âges. Nous avons utilisé les scores normalisés à l'EVIP pour le Canada et pour les États-Unis.

<sup>22</sup> Il a 724 enfants de 3 à 6 ans pour lesquels nous avons un score EVIP aux États-Unis. Il y a des scores EVIP pour un très petit nombre d'enfants de 2 ans ou de plus de 7 ans, mais nous les avons exclus, parce que leur âge diffère trop de l'âge des enfants de l'échantillon canadien.

Le tableau 4 signale les moyennes et/ou les fréquences concernant ces quatre résultats développementaux des enfants au Canada et aux États-Unis. Nous donnons des estimations pour les échantillons globaux de même que pour les ménages pauvres et les ménages non pauvres (la pauvreté étant mesurée à 50 % de la médiane du revenu équivalent selon l'échelle d'équivalence de l'OCDE). Comme il en a été question dans un ouvrage antérieur (voir Phipps, 1999), il n'y pas de différence significative entre les enfants qui vivent au Canada et ceux qui vivent aux États-Unis pour ce qui est des problèmes de concentration; les enfants canadiens sont toutefois considérablement plus susceptibles d'être hyperactifs. Les scores à l'EVIP et l'indice de masse corporelle ne sont pas sensiblement différents dans les deux pays. À noter que pour tous les résultats développementaux, il est clair que les enfants pauvres obtiennent des résultats beaucoup moins favorables que les enfants non pauvres.

Pour chaque résultat développemental, nous avons retenu un modèle extrêmement basique pour les contrôles supplémentaires (c'est-à-dire que nous utilisons des variables nominales pour la faible scolarité de la mère; l'enfant âgé de 8 à 11 ans<sup>23</sup>; l'enfant de sexe féminin; la monoparentalité; la mère qui a 35 ans ou plus; et le nombre d'enfants dans le ménage)<sup>24</sup>. Les moyennes de ces variables sont illustrées dans le tableau A1 de l'annexe.

Notre principale variable explicative est l'indicateur de la pauvreté. Tous les autres aspects de la spécification demeurant constants, nous estimons le modèle cinq fois pour le Canada, la pauvreté étant mesurée chaque fois selon un seuil différent (c'est-à-dire les SFR, les trois formules de calcul à 50 % du revenu médian, soit celle de l'OCDE, celle de l'ERL et la formule 40/30; et les seuils de pauvreté officiels des États-Unis convertis en dollars canadiens). Nous répétons la même procédure pour les données américaines (en utilisant les seuils de pauvreté officiels des États-Unis, les trois formules de calcul à 50 % du revenu médian américain et la formule à 50 % du revenu médian canadien en dollars américains)<sup>25</sup>.

Les résultats sont illustrés au tableau 5. (Faute d'espace, nous n'avons signalé que les coefficients de pauvreté dans ce tableau. On peut cependant obtenir les résultats complets sur demande.) Puisque les problèmes de concentration et l'hyperactivité sont signalés dans les trois catégories, nous estimons des modèles probits ordonnés pour ces deux résultats développementaux. Nous utilisons des spécifications selon la méthode des MCO pour les scores à l'EVIP et l'indice de masse corporelle<sup>26</sup>.

---

<sup>23</sup> Pour l'indice de masse corporelle, nous incluons une mesure continue de l'âge de l'enfant.

<sup>24</sup> Ce qui est conforme à des travaux canadiens antérieurs sur la question. Par exemple, voir Dooley et coll., 1998.

<sup>25</sup> Pour le Canada, nous avons également estimé tous les modèles selon des variables nominales représentant des grandes villes et des régions rurales, puisqu'il y a une grande différence évidente entre les SFR et tous les seuils de pauvreté mesurés à 50 % du revenu médian, à savoir que les SFR tiennent compte des différences entre les régions urbaines et les régions rurales, ce que les autres formules ne font pas. Nos conclusions au sujet de la corrélation entre les résultats développementaux des enfants et la pauvreté ne sont pas influencées par l'inclusion ou l'exclusion de ces variables, même si les variables nominales elles-mêmes étaient statistiquement significatives, et négatives, dans les équations de l'hyperactivité et des scores de l'EVIP. Nous n'avons pas retenu ces variables, pour préserver la comparabilité de nos spécifications avec les spécifications américaines.

<sup>26</sup> Il faut préciser que pour toutes les spécifications et tous les résultats développementaux étudiés dans les deux pays, il est possible que la pauvreté soit en partie la conséquence plutôt que la cause du résultat développemental de l'enfant (c'est-à-dire qu'il peut y avoir un problème d'endogénéité, mais il ne rentre pas dans notre mandat de l'étudier ici).

Dans l'ensemble, le tableau 5 est plus rassurant que le tableau 2 (qui signalait l'incidence de la pauvreté selon différents ensembles de données et différents seuils de pauvreté). Il faut se souvenir que selon les données de l'ELNEJ, trois estimations de l'incidence de la pauvreté chez les enfants canadiens (selon les SFR, l'ERL et la formule 40/30) oscillaient autour de 24 %; l'estimation selon la formule de l'OCDE était de 26,5 %; et selon les seuils de pauvreté officiels des États-Unis, elle était de 14,4 %. Selon les données de la NLSY, les estimations de l'incidence de la pauvreté chez les enfants américains allaient de 17,5 % (seuils de pauvreté officiels des États-Unis) à 26,4 % (OCDE). En ce qui concerne les estimations de la pauvreté qui se retrouvent dans la même fourchette (même si l'on inclut les estimations légèrement plus élevées de l'OCDE), nous pouvons tirer essentiellement la même conclusion des données du tableau 5 au sujet de l'association entre les résultats développementaux et la pauvreté.

La première constatation est que pour les quatre résultats développementaux étudiés, la pauvreté est presque toujours corrélée à des résultats moins favorables, autant pour les enfants canadiens que pour les enfants américains, peu importe la façon dont nous mesurons la pauvreté. Les ampleurs estimées de la corrélation varient légèrement selon le seuil de pauvreté retenu<sup>27</sup>, mais nous ne pensons pas que les écarts soient suffisants pour revêtir de l'importance, du point de vue statistique ou du point de vue économique. Ainsi, et informellement, si nous ajoutons ou nous enlevons un écart-type aux coefficients les plus petits et les plus grands, ils demeurent essentiellement impossibles à distinguer. Du point de vue de « l'importance économique », les effets marginaux calculés au tableau 6 sont utiles pour mieux comprendre les modèles probits ordonnés, mais encore ici, ils ne révèlent aucune différence significative selon les seuils de pauvreté de rechange.

Il y a toutefois une exception à cette conclusion générale : si nous mesurons la pauvreté selon les seuils officiels des États-Unis, nous n'observons pas de corrélation significative entre la pauvreté et l'hyperactivité au Canada ou encore les problèmes de concentration ou l'indice de masse corporelle aux États-Unis. Cette absence de corrélation est de toute évidence une constatation qualitativement différente de celle que nous obtiendrons à partir des quatre autres mesures de la pauvreté<sup>28</sup>. Il faut se souvenir que les seuils officiels des États-Unis sont beaucoup plus bas que les autres seuils de pauvreté utilisés dans notre analyse. Ainsi, de nombreux enfants qui seraient considérés comme des enfants pauvres à partir des SFR, par exemple, ne le seraient pas selon ces seuils. Cependant, ils seraient certainement « presque pauvres ». Les résultats que nous avons obtenus laissent penser que dans nombre de cas, il n'y a pas beaucoup de différence dans les résultats développementaux de ces enfants et ceux des enfants « pauvres » (c'est-à-dire selon les seuils de pauvreté bas des États-Unis).

---

<sup>27</sup> Par exemple, autant pour la concentration que pour l'hyperactivité, c'est en utilisant la mesure de l'OCDE que l'on retrouve la plus forte corrélation entre la pauvreté et le bien-être des enfants, et en utilisant les SFR que l'on retrouve la corrélation la plus faible. Pour l'indice de masse corporelle et les scores à l'EVIP, la corrélation la plus forte est celle que nous obtenons à partir des SFR.

<sup>28</sup> Par contraste, la pauvreté mesurée selon les seuils officiels des États-Unis présente en fait une corrélation un peu plus importante que la moyenne avec les scores de l'EVIP selon les données canadiennes.

De toute évidence, la détermination du seuil de pauvreté est quelque peu arbitraire, et une façon d'éviter d'y recourir serait d'étudier plutôt la corrélation entre les résultats développementaux des enfants et le revenu. Nous ne l'avons pas fait ici pour deux raisons. Premièrement, une grande partie du débat entourant les politiques au Canada porte sur la pauvreté plutôt que le revenu, de sorte que la sensibilité de nos conclusions relatives à la corrélation entre la pauvreté et le bien-être des enfants à ce qui peut sembler une mesure très ésotérique peut alimenter ce débat. Deuxièmement, la mesure du revenu dans les données américaines pose des problèmes, puisque de nombreuses observations font l'objet d'un plafonnement et que les résultats des estimations y sont très sensibles. Il y aurait clairement lieu, toutefois, de faire un examen plus poussé de la sensibilité des estimations de la corrélation entre le revenu et les résultats développementaux des enfants dans une recherche future.

Moyennes et fréquences des résultats développementaux des enfants							
Canada			États-Unis				
	Tous	Les non-pauvres	Les pauvres selon l'OCDE		Tous	Les non-pauvres	Les pauvres selon l'OCDE
A quelle fréquence diriez-vous que [votre enfant] est incapable de se concentrer, ne peut maintenir son attention pour une longue période? (4 à 11 ans) 1. Jamais ou pas vrai 2. Quelquefois ou un peu vrai 3. Souvent ou très vrai	59,7 % 33,4 % 6,9 %	61,8 % 32,3 % 5,9 %	53,4 % 36,6 % 10,0 %	Il/elle a de la difficulté à se concentrer, ne peut prêter attention longtemps. (4 à 11 ans) 1. Faux 2. Quelquefois vrai 3. Souvent vrai	61,3 % 30,9 % 7,8 %	64,3 % 29,0 % 6,7 %	53,2 % 35,5 % 11,3 %
A quelle fréquence diriez-vous que [votre enfant] ne peut rester en place, est agité/ée ou hyperactif/ve? (4 à 11 ans) 1. Jamais ou pas vrai 2. Quelquefois ou un peu vrai 3. Souvent ou très vrai	42,4 % 38,0 % 19,6 %	44,5 % 37,3 % 18,2 %	36,4 % 39,9 % 23,7 %	Il/elle est agité/le ou exagérément actif/ive, ne peut rester en place. (4 à 11 ans) 1. Faux 2. Quelquefois vrai 3. Souvent vrai	58,7 % 33,1 % 8,3 %	62,2 % 31,4 % 6,4 %	50,7 % 37,0 % 12,3 %
Échelle de vocabulaire en images Peabody (4 et 5 ans)	99,3 (16,0)	100,9 (16,1)	95,2 (15,0)	Échelle de vocabulaire en images Peabody (3 à 6 ans)	93,9 (18,9)	97,9 (18,8)	84,1 (16,5)
Indice de masse corporelle 0 à 11 ans	18,3 (4,9) 19,2 (7,0) 21,0 (5,9) 19,4 (4,4) 17,8 (3,8) 17,0 (3,8) 17,0 (4,0) 16,9 (3,7) 17,7 (4,9) 18,3 (4,4) 18,3 (3,5) 18,8 (3,4)	18,0 (4,7) 18,9 (6,7) 20,5 (5,4) 18,8 (5,0) 17,6 (4,2) 16,9 (3,6) 16,8 (3,8) 16,8 (3,7) 17,6 (4,9) 18,2 (4,3) 18,3 (3,5) 18,8 (3,5)	18,8 (5,5) 19,8 (7,8) 22,4 (6,9) 21,0 (7,4) 18,5 (4,9) 17,4 (4,3) 17,4 (4,4) 17,3 (3,5) 18,0 (4,8) 18,5 (4,3) 18,7 (4,6) 18,4 (3,4) 18,7 (3,3)	Indice de masse corporelle 0 à 11 ans <1 an 1 an 2 ans 3 ans 4 ans 5 ans 6 ans 7 ans 8 ans 9 ans 10 ans 11 ans	17,5 (7,6) 20,3 (13,8) 20,5 (14,1) 19,0 (15,2) 15,9 (9,1) 15,4 (2,9) 15,9 (7,4) 15,9 (4,3) 15,7 (3,3) 16,9 (3,9) 17,9 (5,1) 18,4 (4,1) 19,4 (4,0)	17,2 (7,9) 21,1 (16,7) 20,0 (14,1) 18,6 (15,9) 15,2 (3,7) 15,3 (2,3) 15,9 (8,1) 15,6 (2,9) 15,7 (3,1) 17,0 (4,0) 17,3 (3,7) 18,9 (4,0) 19,1 (3,6) 19,4 (4,0)	17,8 (6,7) 20,1 (6,3) 23,6 (19,0) 18,8 (8,7) 15,1 (2,7) 15,8 (4,0) 16,6 (7,9) 16,4 (6,5) 16,2 (3,3) 16,3 (3,7) 18,9 (6,9) 19,1 (5,0) 19,3 (3,8)

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses.



**Tableau 5**  
Influence de mesures de rechange de la pauvreté sur les résultats développementaux des enfants

	Problèmes de concentration					Hyperactivité						
	OCDE	40/30	ERL	SFR	OCDE Can.	Seuils officiels des É.-U.	OCDE	40/30	ERL	SFR	OCDE Can.	Seuils officiels des É.-U.
Canada	0,171*	0,146*	0,117*	0,115*	--	0,124*	0,117*	0,112*	0,097*	0,082*	--	0,024
Tous	(0,026)	(0,028)	(0,028)	(0,027)	--	(0,032)	(0,025)	(0,026)	(0,027)	(0,026)	--	(0,031)
Canada	0,154*	0,137*	0,133*	0,106*	--	0,112**	0,065**	0,073**	0,068***	0,045	--	0,020
PCM	(0,035)	(0,037)	(0,037)	(0,037)	--	(0,045)	(0,033)	(0,035)	(0,036)	(0,035)	--	(0,043)
d'entre 29 et 37 ans												
États-Unis	0,110***	0,183*	0,167*	--	0,109***	-0,010	0,200*	0,248*	0,232*	--	0,202*	0,116***
	(0,063)	(0,065)	(0,065)	--	(0,063)	(0,070)	(0,062)	(0,064)	(0,064)	--	(0,062)	(0,069)
	Échelle de vocabulaire en images Peabody						Indice de masse corporelle					
	OCDE	40/30	ERL	SFR	OCDE Can.	Seuils officiels des É.-U.	OCDE	40/30	ERL	SFR	OCDE Can.	Seuils officiels des É.-U.
Canada	-3,154*	-3,544*	-3,509*	-4,586*	--	-7,036*	0,418*	0,529*	0,511*	0,604*	--	0,615*
	(0,711)	(0,758)	(0,754)	(0,739)	--	(0,876)	(0,095)	(0,099)	(0,100)	(0,098)	--	(0,118)
Canada	-3,448*	-3,931*	-3,656*	-5,569*	--	-6,881*	0,203	0,307**	0,285**	0,472*	--	0,606*
PCM	(0,920)	(1,000)	(1,002)	(0,972)	--	(1,202)	(0,125)	(0,133)	(0,134)	(0,131)	--	(0,163)
d'entre 29 et 37 ans												
États-Unis	-6,327*	-6,989*	-6,391*	--	-6,327*	-6,990*	1,072*	1,135*	1,117*	--	1,068*	0,298
	(2,020)	(2,108)	(2,097)	--	(2,020)	(2,361)	(0,355)	(0,365)	(0,367)	--	(0,355)	(0,405)

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses.

\* Significatif à un seuil de confiance de 99 %.

\*\* Significatif à un seuil de confiance de 95 %.

\*\*\* Significatif à un seuil de confiance de 90 %.

**Tableau 6**  
**Effets marginaux des problèmes de concentration et de l'hyperactivité**

Problèmes de concentration												
	OCDE		40/30		ERL		SFR		OCDE Can.		Seuils officiels des États-Unis	
	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres
Canada	53,4 %	46,7 %	53,1 %	47,3 %	52,9 %	48,3 %	52,9 %	48,4 %	--	--	52,2 %	47,6 %
	probabilité de jamais											
	8,6 %	11,6 %	8,8 %	11,3 %	8,9 %	10,9 %	8,8 %	10,8 %	--	--	9,0 %	11,2 %
	probabilité de souvent											
États-Unis	56,3 %	51,9 %	56,4 %	49,1 %	56,4 %	49,8 %	--	--	56,3 %	52,0 %	non sign.	non sign.
	probabilité de jamais											
	9,0 %	10,9 %	9,0 %	12,3 %	9,0 %	12,0 %	--	--	9,0 %	10,9 %	non sign.	non sign.
	probabilité de souvent											
Hyperactivité												
	OCDE		40/30		ERL		SFR		OCDE Can.		Seuils officiels des États-Unis	
	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres
Canada	33,4 %	29,3 %	33,2 %	29,3 %	33,1 %	29,7 %	33,1 %	30,2 %	--	--	non sign.	non sign.
	probabilité de jamais											
	25,7 %	29,7 %	25,9 %	29,7 %	26,0 %	29,2 %	26,1 %	28,9 %	--	--	non sign.	non sign.
	probabilité de souvent											
États-Unis	51,2 %	43,3 %	51,2 %	41,3 %	51,2 %	42,0 %	--	--	51,2 %	43,2 %	50,7 %	46,1 %
	probabilité de jamais											
	10,6 %	14,7 %	10,6 %	15,8 %	10,6 %	15,4 %	--	--	10,6 %	14,7 %	10,9 %	13,2 %
	probabilité de souvent											

\* Le cas de base est celui d'un enfant de sexe masculin de moins de 8 ans qui vit dans un ménage biparental non pauvre dont la mère a au moins terminé le secondaire et a moins de 35 ans. Il y a deux enfants de moins de 18 ans dans la maison.

## 5. Conclusion

Nous avons examiné dans cet ouvrage la robustesse de nos conclusions au sujet de l'association entre la pauvreté chez les enfants et le bien-être des enfants par rapport à des mesures de rechange de la pauvreté. Plus précisément, nous nous sommes concentrées sur la sensibilité des résultats au choix de l'ensemble de données, au choix de l'échantillon et au choix du seuil de pauvreté. Tout au long du document, nous nous sommes également intéressées à la façon dont les comparaisons entre le Canada et les États-Unis sont influencées par ces choix. Nos conclusions sont les suivantes :

1. Au Canada, les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) et de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) donnent des estimations assez différentes de l'incidence de la pauvreté chez les enfants; il en est de même aux États-Unis pour la Current Population Survey (CPS) et la National Longitudinal Survey of Youth (NLSY). Dans la mesure où les estimations du revenu selon l'ELNEJ et/ou la NLSY peuvent être moins fiables, il faut faire preuve de prudence dans l'interprétation des résultats au sujet du lien entre le revenu/la pauvreté d'une part et la santé des enfants d'autre part, du moins pour l'instant. Il est possible que lors des prochains cycles de collecte des données de l'ELNEJ, on puisse améliorer l'information recueillie sur le revenu. Il faut également souligner que même si, d'après les données de l'EFC et de la CPS, il y a un écart d'environ 10 points de pourcentage au chapitre de l'incidence de la pauvreté chez les enfants entre le Canada et les États-Unis, cet écart disparaît essentiellement si nous utilisons les données de l'ELNEJ et de la NLSY, puisque l'ensemble de données sur les résultats développementaux des enfants canadiens donne des estimations plus élevées de la pauvreté chez les enfants que les données de l'EFC, tandis que l'ensemble de données sur les résultats développementaux des enfants américains donne des estimations plus faibles que les données de la CPS.
2. À partir de tel ou tel ensemble de données, des formules de rechange utilisées couramment pour la mesure de la pauvreté (par exemple, les seuils de faible revenu (SFR) du Canada par rapport aux seuils de pauvreté officiels des États-Unis) donnent des estimations différentes de l'incidence de la pauvreté chez les enfants.
3. Les corrélats de la pauvreté chez les enfants diffèrent quelque peu selon différentes sources de données (par exemple, l'ELNEJ et l'EFC; la NLSY et la CPS), le tirage des échantillons et les seuils de pauvreté. Plus précisément, l'âge de l'enfant n'a pas de relation significative avec la pauvreté selon les données de l'EFC, si l'on tient compte de l'âge de la mère, mais le fait d'avoir entre 8 et 11 ans est associé à une probabilité moindre de pauvreté selon les données de l'ELNEJ. Toutefois, cette relation disparaît si nous limitons l'échantillon aux enfants dont les mères ont entre 29 et 37 ans pour obtenir un échantillon comparable à celui de la NLSY aux États-Unis. Une constatation importante qui ressort de cet exemple est que les données de la NLSY ne sont pas entièrement représentatives de tous les enfants américains d'un âge en particulier, et les résultats obtenus à partir de ces données peuvent être influencés par cette limite d'âge.

4. Toutefois, nous observons que la pauvreté, peu importe comment elle est mesurée, est presque toujours associée significativement à des scores défavorables chez les enfants pour les quatre résultats développementaux que nous examinons ici (indice de masse corporelle, problèmes de concentration, hyperactivité et échelle de vocabulaire en images Peabody). Par conséquent, nos conclusions au sujet du lien entre la pauvreté chez les enfants et les résultats développementaux semblent moins sensibles aux mesures utilisées que nos conclusions au sujet de l'étendue de la pauvreté. Il y a toutefois des exceptions à cette conclusion généralement rassurante. Par exemple, si nous mesurons la pauvreté en fonction des seuils officiels des États-Unis (qui sont très bas par rapport à toutes les autres mesures envisagées), nous n'observons aucune relation entre la pauvreté et l'indice de masse corporelle ou les problèmes de concentration aux États-Unis; ni entre la pauvreté et l'hyperactivité au Canada.

## 6. Bibliographie

- Baker, Paula, Canada Keck, Frank Mott, Stephen Quinlan. (1993). « NLSY Child Handbook. Revised Edition. A Guide to the 1986-1990 National Longitudinal Survey of Youth Child Data », Center for Human Resource Research, The Ohio State University, Columbus, Ohio.
- Blau, David M. (1999). « The Effects of Income on Child Health Development », *Review of Economic and Statistics*, 812: 261-276.
- Bradbury, Bruce, et Markus Jantti. (1999). « Child Poverty Across Industrialized Nations », Étude sur le revenu du Luxembourg, document de travail n° 205.
- Buhmann, Brigitte, Lee Rainwater, Guenther Schmaus et Timothy Smeeding. (1988). « Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (ERL) Data Base », *Review of Income and Wealth*, 34, 115-142.
- Conseil national du bien-être social. (1999). *Profil de la pauvreté, 1997*, Ottawa, Ministre des Travaux publics et des Services gouvernementaux du Canada.
- Crossley, Thomas, et Lori Curtis. (2000). « Progress on Child Poverty? Recent changes in Canadian Policies and Outcomes », document de travail.
- Curtis, Lori, Martin Dooley, Ellen Lipman et David Feeny. (2001). « The Role of Permanent Income and Family Structure in the Determination of Child Health in the Ontario Child Health Study », *Journal of Health Economics*, 10:4, 287-302.
- Curtis, Lori, Martin Dooley et Shelley Phipps. (2000). « Does Mother or Father Know Best? An Assessment of Parent/Child Agreement in the Canadian National Longitudinal Survey of Children and Youth », document de travail.
- Curtis, Lori, et Shelley Phipps. (2000). « Impact des ressources économiques sur l'état de santé des enfants et leurs succès scolaires : Une analyse fondée sur l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes », Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, document de travail W-01-1-4F.
- Daviglus, Martha L., Kiang Liu, Philip Greenland, Alan Dyer, Daniel Garside, Larry Manheim, Lynn Lowe, Miriam Rodin, James Lubitz et Jeremiah Stamler. (1998). « Benefit of a Favorable Cardiovascular Risk-Factor Profile in Middle Age with respect to Medicare Costs », *The New England Journal of Medicine*, vol. 339(16), p. 1122-1129.

- Dooley, M.D., Lori Curtis, Ellen Lippman et David Feeny. (1998). « Troubles psychiatriques, piètre réussite scolaire et problèmes sociaux chez l'enfant : Rôles de la structure familiale et de la faiblesse du revenu, Cycle 1 de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes », dans *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*, sous la direction de Miles Corak, Statistique Canada, n° 89-553-XPB au catalogue.
- Hatfield, Michael. (2002). « Mise au point de la mesure du panier de consommation », Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique, Développement des ressources humaines Canada, document de recherche n° T-01-1F.
- 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):127-155.
- Mayer, Susan. (1997). *What Money Can't Buy*, Cambridge, Harvard University Press.
- OCDE. (1982). *Les indicateurs sociaux de l'OCDE*, Paris, OCDE.
- Osberg, Lars. (2000). Message du président. « Poverty in Canada and the USA: Measurement, Trends and Implications », *Revue canadienne d'économique*, 33(4): 847-877.
- Phipps, Shelley. (1993). « Measuring poverty among Canadian households: sensitivity to choice of measure and scale », *Journal of Human Resources*, 28:1, 162-184.
- Phipps, Shelley. (1999). *An International Comparison of Policies and Outcomes for Young Children*, étude n° F05 des Réseaux canadiens de recherche en politique publique, Ottawa, Renouf Publishing Co. Ltd.
- Phipps, Shelley, et Thesia Garner. (1993). « Are Equivalence Scales the Same for the United States and Canada? », *The Review of Income and Wealth*, 40:1, 1-18.
- Ruggles, Patricia. (1990). *Drawing the Line: Alternative Poverty Measures and Their Implications for Public Policy*, Washington, The Urban Institute.
- Statistique Canada. (1997a). « Revenus des familles », n° 13-208-XB au catalogue.
- Statistique Canada. (1997b). « Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu », n° 13-207-XPB au catalogue.
- Vita, Anthony J., Richard B. Terry, Helen B. Hubert et James F. Fries. (1998). « Aging, Health Risks, and Cumulative Disability », *The New England Journal of Medicine*, vol. 338(15), p. 1035-1041.

## 7. Annexe

<b>Tableau A1</b>							
<b>Moyennes selon l'EFC et l'ELNEJ – Enfants qui avaient entre 0 et 11 ans en 1994</b>							
	Canada				États-Unis		
	EFC		ELNEJ		CPS		NLSY
	Tous	PCM de 29 à 37 ans	Tous	PCM de 29 à 37 ans	Tous	Mères de 29 à 37 ans	
La PCM n'a pas terminé le secondaire	20,3 %	17,3 %	16,2 %	14,3 %	18,5 %	13,3 %	15,5 %
L'enfant a entre 7 et 11 ans	41,7 %	39,5 %	41,7 %	38,9 %	41,4 %	44,1 %	43,8 %
L'enfant vit dans un ménage monoparental	15,8 %	12,7 %	15,7 %	12,8 %	26,7 %	22,4 %	25,4 %
Nombre d'enfants < 18 ans dans le ménage	2,31	2,37	2,28	2,33	2,47	2,58	2,47
La PCM a 35 ans ou plus	45,4 %	34,1 %	46,7 %	34,7 %	44,6 %	31,6 %	30,5 %
L'enfant vit dans une région urbaine comptant >= 100 000 habitants	62,5 %	61,5 %	63,0 %	61,1 %	–	–	–
L'enfant vit dans une région rurale	17,4 %	18,5 %	17,8 %	18,8 %	–	–	–

Note : Pour l'EFC et la CPS, si l'enfant appartient à un ménage biparental, on tient pour acquis que la PCM est la mère.