

Le gradient santé / revenu familial des nouveau-nés québécois de 1998 après quatre ans : faible ou inexistant?

The Child Health/Family Income Gradient of Québec' 1998 Newborns after Four Years: Weak and Fuzzy?

Pierre Lefebvre

Volume 82, Number 4, décembre 2006

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/016404ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/016404ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Article abstract

The pervasive positive association (gradient) between good health in adulthood and socio-economic status (SES)—measured in particular by income, education or employment—has been widely documented in the health research literature. In an influential study, based on American data, Case *et al.* (2002) document the fact that differences in health across poorer and wealthier individuals begin very early in childhood and become more pronounced as children age. This paper analyses the relation between family income and a general health status measure for a representative sample of newborns of Québec. Approximately 2,000 Québec children were followed and their families interviewed each year since 1998 when the children were aged 5, 17, 28, 41 and 50 months in 2002. The results for each of the 5 years indicate that there is a consistent but weak family income gradient in child health. However, its size is small and no evidence was found that its slope increases with child age. On the other hand, chronic health problem affect child health status that income cannot easily counter. The results suggest that if childhood health is a contributor to the 'gradient', the action may happen after the first five years.

Cite this article

Lefebvre, P. (2006). Le gradient santé / revenu familial des nouveau-nés québécois de 1998 après quatre ans : faible ou inexistant? *L'Actualité économique*, 82(4), 523–595. <https://doi.org/10.7202/016404ar>

LE GRADIENT SANTÉ / REVENU FAMILIAL DES NOUVEAU-NÉS QUÉBÉCOIS DE 1998 APRÈS QUATRE ANS : FAIBLE OU INEXISTANT?*

Pierre LEFEBVRE

*Département de sciences économiques
Université du Québec à Montréal*

RÉSUMÉ – La relation (le « gradient ») entre l'indice de santé des adultes et leur statut socio-économique (SSE) - mesuré notamment par le revenu, l'éducation et l'emploi – est un des constats les plus robustes des recherches en santé. Dans une étude marquante appuyée sur des données américaines, Case *et alii* (2002) montrent que la santé des jeunes enfants est non seulement liée positivement avec le revenu familial mais que la relation est plus prononcée avec l'âge. Ce travail analyse la relation entre le revenu familial et les états de santé d'un échantillon représentatif d'environ 2 000 nouveau-nés du Québec, suivis annuellement depuis l'âge de 5 mois (en 1998) jusqu'à l'âge d'environ 50 mois (en 2002). Les résultats pour chacun des cinq cycles de l'enquête indiquent la présence d'un lien positif mais très faible entre le niveau de santé des enfants et le revenu familial. La relation est instable dans le temps et semble jouer seulement au-delà de certains seuils de revenu. Cependant, les problèmes de santé chroniques ont un effet important sur l'indice de santé des enfants que le revenu familial parvient mal à contrer. À l'égard du gradient de santé des enfants et ses répercussions, les résultats suggèrent que tout se joue plutôt après cinq ans.

ABSTRACT – *The Child Health/Family Income Gradient of Québec' 1998 Newborns after Four Years: Weak and Fuzzy?* The pervasive positive association (gradient) between good health in adulthood and socio-economic status (SES)—measured in particular by income, education or employment—has been widely documented in the health research literature. In an influential study, based on American data, Case *et al.* (2002) document the fact that differences in health across poorer and wealthier individuals begin very early in childhood and become more pronounced as children age. This paper analyses the relation between family income and a general health status measure for a representative sample of newborns of Québec. Approximately 2,000 Québec children were followed and their families interviewed each

* L'auteur remercie pour leurs commentaires, critiques et suggestions les participants à différents colloques (ACFAS, Journées des économistes français de la santé et Journées du CIRPÉE) ainsi que deux arbitres anonymes de la revue. L'étude a bénéficié du soutien financier du Fonds québécois de la recherche sur la société et la culture (subvention équipe et subvention partenariat) et du Conseil de recherche en sciences humaines du Canada (équipe). Toutes les analyses effectuées à l'aide des microdonnées anonymes de l'ÉLDEQ sont la responsabilité de Pierre Lefebvre. L'utilisation des données ainsi que l'interprétation des résultats sont uniquement la responsabilité de l'auteur.

year since 1998 when the children were aged 5, 17, 28, 41 and 50 months in 2002. The results for each of the 5 years indicate that there is a consistent but weak family income gradient in child health. However, its size is small and no evidence was found that its slope increases with child age. On the other hand, chronic health problem affect child health status that income cannot easily counter. The results suggest that if childhood health is a contributor to the 'gradient', the action may happen after the first five years.

INTRODUCTION

L'étroite association entre les états de santé (mesurés par des indices autorapportés, des indicateurs de morbidité ou de mortalité) et le statut socio-économique (SSE) mesuré par une diversité d'indicateurs (comme le revenu, le niveau d'éducation, la classe sociale ou le prestige de l'occupation, le patrimoine, la race / l'ethnie, le lieu de résidence géographique) a été documentée dans toutes ces formes dans de nombreux pays et pour chacun à différentes périodes pour différents types de population (Feinstein, 1993; Wolfson *et alii*, 1993; Elo et Preston, 1996; Ettner, 1996; van Doorslaer *et alii*, 1997).

La relation entre santé et revenu est souvent résumée par l'idée d'un « gradient » afin de souligner la gradation de la relation (sa forme curviligne et non linéaire) : l'état de santé s'améliore sur toute la distribution du revenu et la « pauvreté » a plus qu'un effet de seuil sur la santé. En d'autres mots, un dollar de revenu supplémentaire au bas de la hiérarchie du revenu réduit plus le risque de morbidité ou de mortalité qu'au sommet. Néanmoins, le gradient est plus qu'un problème de pauvreté puisque celui-ci a été observé en termes d'autres variables comme le type d'occupation ou le rang hiérarchique (Marmot *et alii*, 1991).

En fait, à partir du moment où on a construit des tables de survie, les scientifiques ont fait le lien entre privations matérielles et mauvaise santé. Par exemple Villermé, médecin français (et avant la lettre sociologue, épidémiologiste, statisticien, ...), soulignait dans ses recherches (1829, 1840), réalisées au début du 19^e siècle, d'une part que meilleure est la réussite économique d'un pays plus la stature des hommes est élevée et d'autre part que les hommes plus grands étaient en meilleure santé. L'historien français Le Roy Ladurie et ses coauteurs (1969) montrent que la stature des recrues militaires nées dans les années 1840 était positivement corrélée avec leur niveau d'éducation et de « richesse ».

Ces corrélations soulèvent le difficile problème d'identification des mécanismes en cause et la direction des causalités (Deaton et Paxson, 1998; Smith, 1999). En particulier, les travaux plus récents qui se sont appuyés sur des données longitudinales pour analyser le gradient santé / revenu alimentent les controverses sur les mécanismes et causalités dans la mesure où leurs résultats soutiennent peu l'idée qu'une hausse du revenu conduit à une meilleure santé (Adams *et alii*, 2003¹; Meer *et alii*, 2003; Contoyannis *et alii*, 2004).

1. Voir aussi les 10 commentaires invités par le responsable de ce numéro spécial sur l'analyse des données de santé et le commentaire supplémentaire des auteurs.

La littérature sur la santé et le SSE se définit par le fait que le lien doit provenir d'une des combinaison suivantes : une mauvaise santé peut conduire à un faible SSE; un faible SSE peut générer des résultats de santé défavorables; ou, encore, qu'une « troisième variable » détermine simultanément santé et SSE. Les explications du troisième type ne manquent pas : préférence pour le temps (Fuchs, 1982), autocontrôle ou stress qui influencent tant le SSE que les investissements en santé; l'accès aux soins de santé; les habilités à recueillir, décoder et appliquer les informations sur la santé conduisant à des investissements judicieux (Grossman, 1975; Kendel, 1991; Grossman et Kaestner, 1997) les styles de vie à risque de santé ou favorables à celle-ci (Marmot *et alii*, 1991; Contoyannis et Jones, 2004); et, selon une piste de recherche poursuivie plus récemment, la position sociale relative en termes de revenu ou de statut social (Deaton, 2003; Sapolsky, 1993).

Par ailleurs, un courant original de la recherche a exploré de différentes façons la contribution potentielle des conditions « environnementales » des premières années de la vie sur le gradient de santé (Elo et Preston, 1992; Smith, 1999; Marmot *et alii*, 2001). Dans la littérature épidémiologique, c'est « l'origine foetale » des résultats de santé à l'âge adulte qui est analysée (Barker, 1997; Wadsworth et Kuh, 1997; Kramer, 2000; Rasmussen, 2001). Dans la littérature économique, certains ont montré l'existence d'une corrélation entre faible poids à la naissance et niveau d'éducation moins élevé, indice de santé autorapporté plus faible ainsi que taux d'emploi et revenus de travail plus faibles à l'âge adulte (Berhman *et alii*, 1994; Berhman et Rosenzweig, 2001; Case *et alii*, 2003).

Enfin, et ce qui est nouveau, quelques économistes ont analysé spécifiquement le lien entre la santé des enfants et le revenu familial. L'étude de Case *et alii* (2002), qui repose sur des données américaines et est considérée comme une contribution importante à la recherche sur la santé des enfants, soutient empiriquement l'existence d'un gradient significatif, robuste et qui croît avec l'âge des enfants. Leurs résultats appuient l'hypothèse que la santé à l'enfance pourrait être à l'origine du gradient santé / SSE chez les adultes; et qu'une partie de la transmission intergénérationnelle du SSE pourrait résulter de trajectoires de santé inférieures chez les enfants des familles « pauvres ». Dans leur étude réalisée avec des données canadiennes, Currie et Stabile (2003) obtiennent des résultats similaires.

Plusieurs facteurs font obstacle à la réalisation de recherches convaincantes sur les effets à long terme des conditions de santé à partir de la grossesse et durant la petite enfance. Les données d'enquêtes longitudinales contiennent peu d'informations sur les conditions initiales de santé des enfants et la morbidité et la mortalité subséquentes jusqu'à l'âge adulte. De plus, une analyse robuste requiert une variabilité des conditions précoces de santé qui ne peut être confondue avec d'autres facteurs qui peuvent aussi influencer la santé adulte comme le revenu et l'environnement familial.

Les enquêtes (transversales ou longitudinales) qui recueillent des informations fines sur la santé des populations ne visent pas généralement les jeunes enfants (les questionnaires autoadministrés ciblant plutôt les 15 ans et plus). Le lancement

d'enquêtes longitudinales visant précisément le développement des enfants est en train de combler ces lacunes. Au Canada, Statistique Canada a initié, en 1994-1995, l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) auprès d'un échantillon représentatif de la population des enfants de 0-11 ans. L'ELNEJ recueille une très large diversité d'informations sur les enfants et leur famille, dont certaines sur leur santé (et celle des parents) et pour les très jeunes l'état de santé à la naissance et les conditions de grossesse des mères. L'enquête est reconduite aux deux ans. Au Québec, le ministère de la Santé et des Services sociaux appuie depuis 1998 la conduite d'une enquête longitudinale annuelle auprès d'une cohorte d'un peu plus de 2 000 nouveau-nés, l'Étude longitudinale sur le développement des enfants du Québec (ÉLDEQ) inspirée de l'ELNEJ.

Notre étude, appuyée sur les données de l'ÉLDEQ, se veut une contribution à la recherche sur le devenir de la santé des jeunes enfants. Premièrement, l'apport consiste à répéter l'analyse de Case *et alii* (2002) avec des données qui sont similaires. Il importe de faire une telle analyse compte tenu des différences de contexte institutionnel (en matière de soins de santé) et des milieux socio-économiques familiaux. Deuxièmement, comme l'analyse s'appuie sur la même cohorte d'enfants suivie chaque année depuis la naissance, l'évolution du gradient santé / revenu est probablement mieux caractérisée pour la petite enfance. Troisièmement, l'approche méthodologique adoptée constitue une amélioration par rapport à celles utilisées dans les autres études réalisées sur la santé des enfants de l'ÉLDEQ (Paquet *et alii*, 2001; Séguin *et alii*, 2001 et 2003; Paquet et Hamel, 2003). Ces études examinent l'influence soit de la « pauvreté » familiale, exprimée par un seuil de revenu relatif binaire, le seuil de faible revenu (SFR) avant impôts national de Statistique Canada; soit de la position familiale, sur un indice composite de SSE (revenu, niveau éducation des parents, « prestige de l'emploi » des parents), sur différents indicateurs de la santé des enfants à 5 mois (et à 29 mois), exprimés par des variables plutôt binaires (par exemple, santé excellente ou non, a été hospitalisé). Ces études ne présentent jamais quel est l'impact marginal des variables d'intérêt alors que certaines variables explicatives sont, soit endogènes ou fortement corrélées (par exemple, structure familiale, utilisation de services de garde)². De plus les spécifications retenues ne sont pas systématiques et ont parfois un caractère idiosyncrasique. Notre analyse examine le lien santé / revenu plus à fond, d'une part en retenant une plus longue période avec le revenu familial déclaré (ou exprimé en plusieurs classes) et son revenu « permanent » et, d'autre part, en utilisant une méthode d'estimation qui tient compte du caractère ordinal des états de santé des enfants recueillies par l'ÉLDEQ.

Les résultats pour chacun des cinq cycles de l'enquête indiquent la présence d'un lien positif mais faible entre le niveau de santé des enfants et le revenu familial. Cependant la relation est instable dans le temps et semble jouer seulement

2. On utilise notamment comme variable dépendante un indice cumulatif du nombre de problèmes de santé hétérogènes (hospitalisation, retard de croissance pondérale et problèmes de santé chronique). Or, à 5 mois, seulement 5 % des enfants ont un indice égal ou supérieur à 2. On indique plus bas que l'ÉLDEQ semble sous-estimer fortement le revenu des familles à revenu très modeste.

au-delà de certains seuils de revenu. Le gradient santé des enfants et revenu familial au Québec se démarque nettement des résultats obtenus dans les travaux récents concernant les très jeunes enfants américains et canadiens. En ce sens, ils rejoignent les résultats de Currie *et alii* (2004) concernant la santé de enfants anglais, à savoir qu'il y a certes un gradient mais que celui-ci est faible et n'augmente pas avec l'âge.

La prochaine section fait une brève revue des principaux résultats qui se dégagent de la recherche concernant le gradient santé des enfants et revenu familial, et esquisse les mécanismes qui peuvent l'expliquer. La deuxième section décrit les données de l'ÉLDEQ sur lesquelles repose l'analyse empirique. La troisième section présente les principaux résultats des estimations (modèles de « probits » ordonnés et modèles de probabilités linéaires) du gradient. Les résultats sont comparés avec ceux obtenus pour les États-Unis, le Canada et l'Angleterre. Les effets des problèmes de santé chronique sur les états de santé sont aussi estimés afin d'examiner si le revenu familial a pour effet d'atténuer leurs conséquences sur la santé ou de réduire leur incidence. L'analyse examine aussi si les résultats sont sensibles à la mesure du revenu (notamment, le revenu « permanent » par rapport au revenu courant). La quatrième section présente les effets de variables du « troisième type » : santé de l'enfant à sa naissance (poids, prématurité, score APGAR, *etc.*); certains comportements des mères durant leur grossesse et à la naissance de l'enfant (tabagisme et allaitement); santé de la mère et tabagisme familial; comportements de travail de la mère. La cinquième section fait le point sur le gradient santé / revenu. Une conclusion dresse un court bilan de la situation des enfants quant à leur devenir de santé et les directions de la recherche qui mériteraient d'être poursuivies.

1. LE GRADIENT SANTÉ DES ENFANTS ET REVENU FAMILIAL DANS LA LITTÉRATURE

Il existe très peu d'études publiées qui ont analysé l'évolution temporelle de la santé des enfants en lien avec le SSE de leur famille. Mentionnons, l'étude récente de Case *et alii* (2002) qui s'appuie sur une série d'enquêtes transversales répétées sur la santé d'échantillons représentatifs de la population d'enfants et d'adultes américains³. Ses résultats ont été soulignés et remarqués⁴. Le résultat le

3. Les données principales utilisées viennent du National Health Interview Survey (NHIS) de 1986 à 1995. Elles permettent de former de larges échantillons d'enfants âgés de 0-3, 4-8, 9-12 et 13-17 ans (entre 52 000 et 65 000 observations) pour lesquels le revenu familial et la santé perçue de l'enfant sont connus (de même que d'autres indicateurs de santé). Des analyses secondaires sont conduites avec d'autres données. Le supplément enfants du NHIS de 1988 permet d'examiner les effets de la santé des enfants à leur naissance et la couverture d'assurance-maladie pour les enfants. Le supplément développement des enfants de 1997 du Panel Study of Income Dynamic (PSID-CDS) permet d'étudier l'effet du revenu familial permanent. L'indicateur de l'état de santé provient d'un examen fait par un médecin et de la santé perçue selon le parent pour 10 018 enfants de 16 ans ou moins et se trouve dans une enquête réalisée entre 1988 et 1994 (Third National Health and Nutrition Examination Survey-NHANES).

4. Un jury international d'économistes de la santé a jugé cette recherche comme une des plus importantes de l'année 2002 dans le domaine en lui attribuant le « 11th Annual Kenneth J. Arrow Award for the Best Paper in Health Economics ».

plus important est sans doute que le niveau de santé des enfants est lié positivement avec le revenu familial et que ce gradient s'accroît au fur et à mesure que les enfants vieillissent. Les auteurs présentent une série de constats empiriques concernant les autres explications de ce gradient : l'état de santé des enfants à la naissance; la santé des parents et les « liens génétiques »; la couverture du système américain des soins de santé; la rétroaction potentielle entre la santé de l'enfant, le revenu familial et le travail des mères (qui pourraient réduire leur offre de travail si un enfant est en moins bonne santé); les comportements protecteurs de la famille en matière de santé (l'enfant porte une ceinture de sécurité en voiture, il voit un médecin une fois par année, personne ne fume dans la maison, l'indice de masse corporelle de la mère et du père, la mère a visité un médecin au cours des 12 derniers mois, sont des exemples de facteurs favorables). Le gradient résiste à toutes ces explications.

Les auteurs proposent comme cadre causal principal à travers lequel opère le gradient un modèle à la Grossman (2000), bien que le terme « capital » de santé n'est jamais utilisé. C'est-à-dire, un modèle où ressources et temps peuvent réparer une détérioration de la santé et où l'éducation rend les personnes plus efficaces dans leur recherche d'informations et d'utilisation des soins de santé ainsi que sur toute autre méthode de traitement. À partir de l'hypothèse simple que les enfants naissent en excellente santé, peu importe le niveau du revenu familial, avec le temps ceux-ci font face à des « chocs » qui affectent leur niveau de la santé (maladie qui nécessite une hospitalisation, problème de santé chronique, exposition à des contaminants, accidents). La famille doit réaliser que l'enfant a subi un choc et prendre les dispositions nécessaires qui peuvent impliquer des dépenses et du temps parental. Les investissements faits permettent de rétablir partiellement ou totalement l'état initial de santé de l'enfant ou, du moins, de mitiger les conséquences des chocs de santé. Le SSE de la famille vient différencier ce processus et donner naissance au gradient : les familles à plus faible revenu ont moins de ressources à consacrer aux problèmes de santé de leurs enfants, réagissent peut-être plus tardivement, sont possiblement moins habiles à retenir les solutions les plus efficaces et à adopter des comportements plus défensifs. Dans la première version de l'étude (2002), les chercheurs suggèrent que les enfants à SSE plus faible seraient toujours en rattrapage au plan de la santé dans le temps et formulent l'hypothèse que si les chocs sont généralement aléatoires, ils sont peut-être plus nombreux à se produire dans les familles à milieu SSE moins élevé. Les micro-données utilisées, qui sont transversales, ne leur permettent pas d'établir la séquence temporelle des chocs de santé. En comparant les effets de chocs, mesurés par la présence d'une série de problèmes chroniques de santé sur l'état de santé selon l'âge des enfants, ces effets deviennent plus prononcés chez les plus vieux. Une partie des problèmes persistent et apparaissent comme plus sévères chez les enfants à SSE plus faible.

Dans leur étude, les effets de conditions chroniques (déformation, désordre de la vue, de l'ouïe et de la digestion, maladie des reins, diabète, asthme, bronchite, *etc.*)

sur la probabilité d'avoir un état de santé moins que très bon sont importants. Mais le revenu familial diminue l'effet de « prévalence » de ces conditions et l'effet de « sévérité » (à problème de santé chronique donné).

Si on admet que le gradient santé augmente avec l'âge des enfants, il est difficile en coupe transversale de distinguer entre le mécanisme de persistance des effets négatifs des chocs de santé sur l'indice de santé et la possibilité que les enfants à plus faible SSE soient soumis à des chocs de santé plus fréquents ou plus sévères. En utilisant les informations sur la santé des enfants canadiens de 0-11 ans, provenant de l'ELNEJ et présents aux trois cycles de l'enquête longitudinale (1994-1995, 1996-1997, 1998-1999), Currie et Stabile (2003) obtiennent dans un premier temps des résultats similaires à ceux de l'étude américaine sur la présence d'un gradient santé / revenu familial et son accentuation avec l'âge des enfants. Puis, ils utilisent l'information rapportée par les parents sur la présence d'un problème de santé chronique en 1994-1995⁵ et son effet sur la probabilité d'avoir un état de santé moins que très bon en 1998-1999. Le fait d'avoir un tel problème détériore l'état de santé courant, alors que le revenu familial permanent (la moyenne du revenu familial sur les trois cycles de l'enquête) indique une baisse de la probabilité d'un état de santé moins que très bon (conditionnellement à la présence du problème en 1994). L'ajout d'un effet conjoint revenu et problème de santé en 1994 n'est pas significatif – les autres variables le demeurent cependant – ce qui suggère, selon les auteurs, que le SSE ne protège pas l'état de santé courant des enfants contre les chocs passés de santé, contrairement aux résultats de Case *et alii* (2002). Comme au Canada il y a un système « universel et gratuit » pour les utilisateurs des services médicaux et hospitaliers⁶, les auteurs privilégient l'hypothèse d'une fréquence de chocs de santé plus élevée parmi les enfants à plus faible SSE comme explication de la dérive du gradient avec l'âge des enfants canadiens.

À l'aide de données regroupées d'une enquête transversale répétée (de 1997 à 2002) sur la santé en Angleterre (« Health Surveys of England »), Currie *et alii* (2004) analysent le lien entre la santé (définie sur une échelle ordinale) d'un échantillon d'environ 16 000 enfants âgés de moins de 16 ans (de 0-3, 4-8, 9-12 et 13-15 ans) et le revenu familial selon la même approche et des spécifications similaires à celles de Case *et alii* (2002). Ils obtiennent qu'il y a bien un gradient santé / revenu statistiquement significatif mais que celui-ci est beaucoup plus faible que le gradient obtenu par les chercheurs américains et qu'il diminue pour les enfants âgés de plus de 0-3 ans. Ils attribuent ces résultats différents concernant le gradient au régime public d'assurance-maladie en Angleterre.

Dans leur étude avec les données du cycle 1 de l'ELDEQ, lorsque les nouveau-nés ont cinq mois en moyenne, Séguin *et alii* (2001) et Paquet *et alii* (2001) s'intéressent à l'effet sur la probabilité qu'un enfant ait une santé moins qu'excellente

5. Les trois problèmes suivants sont les plus importants : allergies, bronchite et asthme.

6. Soulignons que Case *et alii* (2002) soutiennent que le système américain de santé, malgré ses idiosyncrasies, n'a pas d'effet sur leurs résultats.

entre autres indicateurs (comme une nuitée à l'hôpital et un indice cumulatif du nombre de problèmes de santé depuis la naissance) si la famille a un revenu sous le seuil de faible revenu avant impôts (SFR)⁷ de Statistique Canada ou se situe dans le quintile inférieur d'un indice composite de SSE. Comme les auteurs estiment des modèles logistiques avec des spécifications qui ne sont pas systématiques et rapportent seulement des « ratios de cote » pour les variables explicatives, il est difficile de cerner exactement quel est le résultat le plus probant. Dans leur étude avec les données des trois premiers cycles, lorsque les enfants sont âgés de 29 mois en moyenne, ils analysent l'effet d'un ou plusieurs épisodes de pauvreté sur, notamment, la probabilité d'une santé perçue cette fois moins que très bonne à au moins un des 3 cycles (Séguin *et alii*, 2003) et l'effet d'une « position sociale » (élevée, moyenne ou faible)⁸ depuis la naissance ou maximale atteinte sur le même indicateur (Paquet et Hamel, 2003). Il apparaît qu'un épisode de pauvreté réduit plus la probabilité d'un excellent état de santé (selon le rapport de cote) que deux ou trois épisodes et qu'une position sociale élevée à un effet positif sur la même probabilité (selon le rapport de cote).

2. LES DONNÉES DE L'ÉLDEQ, LES INDICES DE LA SANTÉ DES ENFANTS ET LEUR REVENU FAMILIAL

L'ÉLDEQ est une enquête longitudinale dont la première phase a débuté en 1998 auprès d'une cohorte de 2 120 nourrissons québécois, représentative des nouveau-nés de 1997-1998, qui ont fait l'objet d'un suivi annuel depuis l'âge de 5 mois jusqu'à l'âge d'environ 4 ans en 2002⁹. L'annexe 1 présente le devis de l'enquête (ISQ, 2000). Elle recueille une diversité d'informations sur l'enfant et sa famille auprès de ses parents et, notamment, en matière de santé (états de santé courants, hospitalisation, problèmes de santé chronique, conditions de la grossesse et conditions de la santé à la naissance, santé de la mère et du père s'il est présent).

Notre analyse du gradient santé / revenu repose sur des mesures autorapportées par la personne qui connaît le mieux l'enfant (PCM), presque toujours la mère. De telles mesures peuvent contenir des biais qui varient systématiquement avec le SSE¹⁰. Par exemple, une mère en moins bonne santé peut être un parent

7. Les auteurs utilisent une variable dérivée par les responsables de la mise en forme des données de l'ÉLDEQ : revenu au-dessus du SFR, revenu « modérément insuffisant » (entre 60 % et 99 % du SFR) et revenu « très insuffisant » (sous 60 % du SFR).

8. Une position élevée signifie les 25 percentiles supérieurs d'un indice composite de SSE et une position faible les 25 percentiles inférieurs de l'indice du SSE. L'indice comprend le niveau d'éducation de la mère et du père, le revenu familial et le « prestige » de l'emploi de la mère et du père. Le traitement des valeurs manquantes n'est pas expliquée.

9. Bien que le panel comporte un faible taux d'attrition, il n'est pas « cylindré » : 1 894 enfants ont participé aux 5 premiers cycles. Au cycle 5, 9 enfants n'ont pas participé aux cycles 2 et 3, 15 au cycle 3 et 26 au cycle 4.

10. Pour une analyse empirique des biais chez les adultes canadiens, voir Baker *et alii* (2001).

seul avec un faible revenu et être plus susceptible de déclarer que son enfant n'a pas une très bonne santé. La mauvaise santé d'un enfant peut mettre à l'épreuve la stabilité de la famille et conduire à un revenu familial moins élevé¹¹. La famille d'un enfant à SSE élevé et souffrant d'un problème plus sérieux de santé (problème chronique) est peut-être plus susceptible de le faire diagnostiquer rapidement, de le faire traiter plus efficacement ou d'adopter les comportements visant à l'atténuer¹². On fera l'hypothèse que les mesures utilisées ici traduisent bien l'état de santé de l'enfant comme le suggère plusieurs recherches (Idler et Kast, 1995; Thomas et Frankenberg, 2000).

Le tableau 1 présente les états de santé des enfants de l'étude par cycle selon deux mesures ordinales : la santé de l'enfant perçue par la PCM au moment de l'enquête (cette variable est identique à celles utilisées dans les études citées à la première section), selon l'échelle excellente (1) à mauvaise (5); et la fréquence perçue de l'état « a été en bonne santé » au cours des 12 derniers mois, selon l'échelle presque tout le temps (1) à jamais (5). Au cycle 2 on a aussi posé une question rétrospective concernant l'état de santé perçue du bébé à la naissance. On peut noter que la plupart des enfants sont en excellente ou en très bonne santé (notamment selon l'indice sur 12 mois) à tous les cycles¹³. Il y a un certain hiatus entre le cycle 1 et 2 relativement aux 2 premiers états, corrigé partiellement par la question rétrospective, qui s'explique sans doute par les raisons suivantes : l'inexpérience de la PCM à juger de l'état de santé de l'enfant (44 % des nouveau-nés sont de rang 1); le recul et l'apprentissage de la participation à une telle enquête.

11. L'enquête américaine longitudinale faite auprès des familles « fragiles » montre que le niveau d'engagement des relations entre les parents (présence du père) diminue fortement lorsqu'un enfant est en mauvaise santé (Reichman *et alii*, 2003); qu'un enfant en mauvaise santé réduit l'offre de travail des mères (Corman *et alii*, 2003) et que les pères présents travaillent moins (Noonan *et alii*, 2003). Ce type de résultat a aussi été obtenu pour des échantillons moins particuliers (Corman et Kaestner, 1992; Powers, 2003; Wu, 2003).

12. Le fait pour un enfant d'être hospitalisé une nuitée ou d'avoir une fréquence élevée de visites médicales est un indicateur de santé endogène qui résulte d'un « accident » ou d'un problème de santé.

13. Un seul enfant est décédé (de maladie) au cycle 3 et un autre après le cycle 5.

TABLEAU 1

INDICE DE LA SANTÉ À L'ENQUÊTE ET FRÉQUENCE DE LA BONNE SANTÉ
AU COURS DES 12 DERNIERS MOIS EN POURCENTAGE, ÉLDEQ, CYCLES 1-5

État de la santé	Cycle 1 1998	Cycle 2 (cycle 1R) ¹ 1999	Cycle 3 2000	Cycle 4 2001	Cycle 5 2002
Âge moyen en mois	5	17	28	41	50

INDICE DE LA SANTÉ AU MOMENT DE L'ENQUÊTE

Excellente = 1	76	63 (72)	65	62	62
Très bonne = 2	16	26 (18)	26	27	30
Bonne = 3	7	10 (7)	9	9	7
Passable = 4	1	1 (2)	1	2	1
Mauvaise = 5	≈ 0	≈ 0 (1)	≈ 0	≈ 0	≈ 0
Nombre d'enfants	2 120	2 045	1 997	1 950	1 944

INDICE DE LA BONNE SANTÉ AU COURS DES 12 DERNIERS MOIS

Presque toujours = 1	88	–	85	86	88
Souvent = 2	9	–	11	10	9
Moitié du temps = 3	2	–	3	3	3
Parfois = 4	1	–	1	1	≈ 0
Jamais = 5	≈ 0	–	≈ 0	≈ 0	≈ 0
Nombre d'enfants	2 120	2 045	1 997	1 950	1 944

NOTE : Tous les répondants longitudinaux. Il n'y a aucune donnée manquante. La baisse du nombre d'enfants dans le temps reflète en partie l'attrition au fil des ans ainsi que la non-participation à certains cycles. Au cycle 2, la question sur l'état de santé au cours des 12 derniers mois n'a pas été posée.

1. Question rétrospective sur l'état de santé à la naissance posée au cycle 2.

SOURCE : Calcul de l'auteur à partir des microdonnées pondérées de l'ÉLDEQ.

L'ÉLDEQ recueille, mais avec plus de difficultés, trois types d'information sur le revenu des familles : le revenu familial total avant impôts et, si la PCM ne le connaît pas ou refuse de répondre, la tranche de revenu de la famille (choix entre 9 catégories de moins de 10 000 \$ à 80 000 \$ et plus) ainsi que la principale source du revenu familial (de travail, de retraite, d'assistance sociale, de régimes d'assurances, *etc.*)¹⁴. Pour le revenu familial, au cycle 1 en particulier, plusieurs familles n'ont pas déclaré celui-ci (avec le temps les familles hésitent moins à répondre à ces questions sur le revenu). On a imputé un certain nombre de revenus manquants à l'aide des réponses sur la tranche du revenu familial et dans quelques cas sur la base de la source principale du revenu, en tenant compte des réponses données aux différents cycles pour le même enfant¹⁵. Après ces imputations, pour environ 1-2 % des familles, le revenu (ou la classe de revenu) reste une information manquante¹⁶.

À l'examen de ces revenus, il apparaît que la PCM rapporte parfois de façon plutôt conservatrice et sans doute incorrecte les ressources financières dont la famille dispose. C'est le cas, en particulier, des familles à revenu déclaré très modeste. Un nombre très important de ces familles, notamment les parents seuls, rapportent un revenu inférieur à l'aide maximale (aide sociale et autres transferts monétaires liés au revenu) qu'elles pourraient potentiellement recevoir de l'État si elles étaient sans ressources financières. La proportion de ces familles qui rapportent un revenu sous ces seuils diminue beaucoup dans le temps (ces informations ne sont pas rapportées ici).

Le tableau A1 en annexe présente par cycle, le nombre d'enfants, un portrait du revenu familial, certaines caractéristiques de l'enfant et ses états de santé ainsi que de sa mère. Ces variables sont utilisées dans l'analyse empirique et seront commentées lorsqu'il sera nécessaire. Le graphique 1 illustre le niveau moyen de l'indice de santé (l'échelle va de 1 à 5) selon le revenu moyen dans les 7 catégories de revenu (de moins de 20 000 \$ à 80 000 \$ et plus) et le cycle (l'âge des enfants). Il est clair sur la base de ces données de base qu'il y a un gradient pour tous les âges des enfants, celui du cycle 1 (à 5 mois) étant un peu en marge de ceux des autres cycles. Néanmoins, il est apparent que les gradients des cycles 2 à 5 ne suggèrent pas une accentuation avec l'âge.

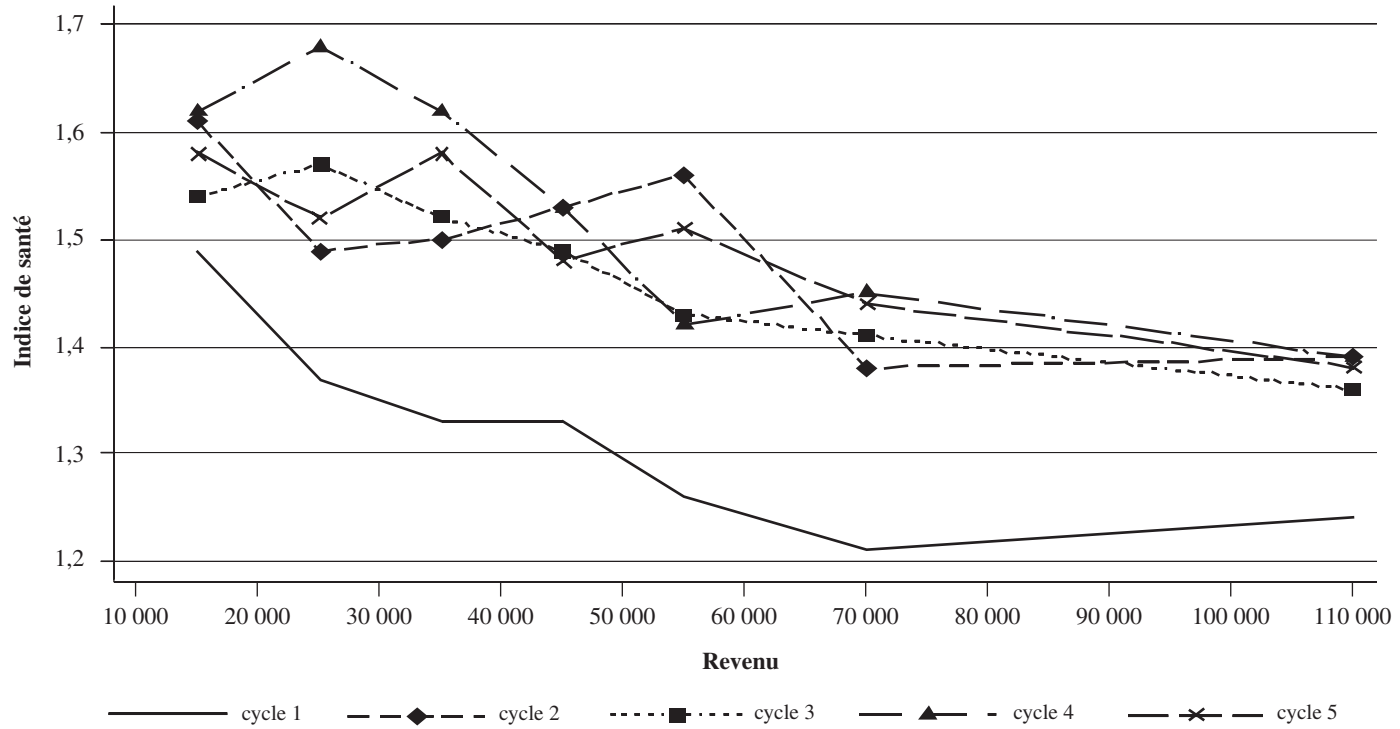
14. Au cycle 1, on a aussi demandé quel était le revenu familial avant le « congé de maternité » (5,6 % des PCM ont préféré ne pas répondre ou ne savait pas).

15. Par exemple, à la borne inférieure ou supérieure ou à la médiane de la tranche du revenu, compte tenu du revenu en \$ rapporté pour d'autres années (antérieures et postérieures). Les quelques cas de revenu imputé selon la source le sont pour les familles qui ne rapportent pas leur revenu mais déclarent vivre de l'assistance sociale et rapportent pour d'autres années la même source avec cette fois leur revenu en dollars.

16. Pour les 5 cycles au total, il y a 10 056 enfants dont 117 enfants pour lesquels le revenu est une donnée manquante. Après pondération, parmi ces 117 enfants, 60 % ont une excellente santé, 30 % une très bonne santé, 5 % une bonne santé, 5 % une santé passable et aucun n'est en mauvaise santé.

GRAPHIQUE 1

GRADIENT DE L'INDICE DE SANTÉ ET DU REVENU FAMILIAL SELON LE CYCLE



3. RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DU GRADIENT SANTÉ / REVENU FAMILIAL

Afin d'examiner si les résultats de Case *et alii* (2002) pour les enfants américains, ceux de Currie et Stabile (2003) pour les enfants canadiens et de Currie *et alii* (2004) pour les enfants anglais peuvent être reproduits avec les données de l'échantillon des nouveau-nés du Québec, l'ÉLDEQ est utilisée avant tout comme une enquête transversale répétée avec une mise en commun (« pooling ») des observations pour les cinq cycles¹⁷. Compte tenu du très petit nombre d'enfants avec une santé passable (indice 4) ou mauvaise (indice 5), les états de santé à l'enquête (ou sur 12 mois) sont regroupés en 4 indices : excellent (1), très bon (2), bon (3) et passable (4 + 5)¹⁸. L'échantillon des enfants retenus est celui pour lesquels le revenu familial est connu et l'information pour les variables explicatives n'est pas une donnée manquante (il y a très peu de données manquantes pour la mère). Par ailleurs, les dossiers de 27 enfants au total pour les cinq cycles ont été exclus parce que le lien entre l'enfant et la PCM est soit une famille d'accueil ou les grands-parents et dans un cas une personne non apparentée avec l'enfant. Les résultats ne sont pas sensibles à cette exclusion¹⁹. Enfin, les estimations tiennent compte des poids longitudinaux (les résultats quantitatifs sans l'utilisation de poids sont à toutes fins pratiques les mêmes).

Les résultats des estimations, réalisées avec un « probit ordonné » sur 4 états, se trouvent au tableau 2. Les estimations utilisent 2 mesures du revenu familial, le logarithme naturel du revenu total en dollars de 1998²⁰ et le revenu selon la classe de revenu graduée par tranche de 10 000 \$ (la catégorie de référence étant moins de 20 000 \$ et la dernière étant plus de 80 000 \$). La première spécification, différenciée selon la mesure du revenu, utilise seulement les caractéristiques de l'enfant (sexe du bébé garçon et âge en mois à l'enquête). Dans une spécification alternative, compte tenu de la corrélation entre le niveau d'éducation de la mère et le niveau du revenu familial (lorsque les mères retournent sur le marché du travail), la variable du revenu n'est pas utilisée (l'effet du travail des mères est analysé plus bas). La troisième spécification (variables de contrôle 3), différenciée selon la mesure du revenu, ajoute aux caractéristiques de l'enfant celles de la mère (âge, statut d'immigration et diplôme le plus élevé), auxquelles s'ajoute le nombre de frères

17. Soulignons que Currie et Stabile (2003) n'utilisent pas le caractère longitudinal des données sur la santé des enfants de l'ELNEJ, sauf pour mesurer l'impact des problèmes de santé chronique en 1994-1995 sur les états de santé en 1998-1999. Leurs estimations sont transversales. Cependant leur échantillon est construit avec les seuls enfants qui ont participé aux trois premiers cycles. Ces derniers ont entre 0-11 ans en 1994-1995 et entre 4-15 ans en 1998-1999. Au cycle 3, la trajectoire de santé des enfants n'est complète que pour les 0-1 an en 1994-1995.

18. Les estimations ont aussi été faites avec 3 valeurs (en regroupant les indicateurs 3, 4 et 5), les résultats sont qualitativement les mêmes.

19. Après pondération des 27 dossiers, 68 % de ces enfants sont en famille d'accueil et 27 % vivent avec leurs grands-parents. Ces 27 enfants ont un niveau de santé en moyenne un peu plus faible : pour 57 % d'entre eux elle est excellente, pour 36 % elle est très bonne et pour 7 % elle est bonne.

20. Les revenus de 1999 à 2002 ont été dégonflés par le taux de croissance depuis 1998 de l'indice général des prix à la consommation pour le Québec tel que calculé par Statistique Canada.

et de sœurs (biologiques ou non vivant dans la famille)²¹. Compte tenu de l'ordre retenu des indices de santé (1 = excellente santé, 2 = très bonne santé, *etc.*), un coefficient positif signifie que la variable a un effet à la baisse (détérioration) sur l'indice de santé; un coefficient négatif a un effet à la hausse (amélioration) sur l'indice de santé. Pour l'échantillon regroupé (5-50 mois), s'ajoutent 4 variables dichotomiques pour l'année de l'enquête (1999 à 2002).

Dans la première partie du tableau 2 (variables de contrôle 1²²), les coefficients du logarithme du revenu familial, qui sont tous significatifs, indiquent qu'ils ont un effet favorable sur la santé des enfants. Cependant, il est difficile d'y déceler une tendance sur les 5 cycles de l'enquête. Pour l'échantillon des 5-50 mois, l'estimé indique qu'une hausse d'un point de pourcentage du logarithme du revenu familial est associée à une hausse de 0,188 de la variable latente de santé²³.

Les effets du revenu selon la classe montrent qu'ils sont non linéaires (par rapport à la catégorie de référence) : les coefficients augmentent avec les niveaux du revenu mais les différences entre ceux-ci ne sont pas constantes (avec des hausses et des baisses), ce qui indique que d'autres facteurs sont en jeu. Par ailleurs, le fait de « sortir de la pauvreté relative » (de passer de la catégorie moins de 20 000 \$ aux deux suivantes, c'est-à-dire l'effet d'un ajout à la marge de 10 000 \$) n'a pas d'effet significatif sur la santé sauf à 5 mois. Cette structure des effets de revenu par niveau est similaire à celle qui a été observée dans les recherches longitudinales sur les indicateurs de développement (autres que de santé) des enfants (Blau, 1999; Mayer, 1997; et avec les données canadiennes des 3 premiers cycles de l'ELNEJ, Dooley et Stewart, 2004).

Les effets liés aux niveaux d'éducation (diplôme obtenu le plus élevé) des mères (variables de contrôle 2) sont pour la plupart significatifs. La structure de ces effets est plus difficile à caractériser lorsque les enfants deviennent plus âgés. On peut noter la persistance des effets associés aux niveaux supérieurs d'éducation. Dans la spécification qui tient compte des caractéristiques de la mère et de la fratrie (variables de contrôle 3), les coefficients de revenu sont sensiblement moins élevés (en particulier ceux associés aux classes de revenu). Entre 20-33 % du gradient est expliqué par ces variables explicatives additionnelles. On ne discerne pas de changement au fil du temps dans le gradient estimé.

Les résultats obtenus avec le deuxième indicateur de la santé de l'enfant (voir tableau 1, fréquence de bonne santé sur les 12 derniers mois) perçue par la PCM sont présentés dans la deuxième partie du tableau 2 selon les mêmes spécifications. Ils sont relativement similaires : les effets d'éducation et de revenu significatifs au

21. Le rang de naissance de l'enfant au cycle 1 a aussi été utilisé. Comme ce rang se modifie pour certains au fil du temps, il nous fut plus simple d'utiliser la variable fratrie présente à l'enquête. L'effet est similaire à celui du rang : plus le rang est élevé, plus l'indice de santé se « détériore ».

22. Les résultats complets des estimations avec toutes les variables explicatives sont disponibles auprès de l'auteur.

23. Il est plus délicat d'interpréter l'effet d'une variable (et ses effets marginaux et les élasticités des coefficients) sur les états intermédiaires dans un probit ordonné (voir, par exemple, Greene, 2003 : chapitre 19).

TABLEAU 2

GRADIENTS DE L'INDICE DE LA SANTÉ DES ENFANTS ET DU REVENU FAMILIAL, ÉLDEQ, CYCLES 1-5¹

Âge moyen en mois	5	17	28	41	50	5-50
I- PROBIT ORDONNÉ DE L'INDICE DE LA SANTÉ (1 = excellente, 2 = très bonne; 3 = bonne, 4 = passable ou mauvaise)						
VARIABLES DE CONTRÔLE 1 : garçon, âge en mois et années pour l'échantillon total						
Nombre observations	2 081	2 020	1 967	1 920	1 928	9 916
Ln revenu familial	-0,230 (0,044) ¹	-0,157 (0,043) ¹	-0,168 (0,041) ¹	-0,212 (0,046) ¹	-0,167 (0,046) ¹	-0,188 (0,029) ¹
20 000 \$-30 000 \$	-0,201 (0,115) ³	-0,171 (0,113)	0,053 (0,126)	0,100 (0,146)	-0,097 (0,150)	-0,083 (0,071)
30 000 \$-40 000 \$	-0,246 (0,105) ²	-0,170 (0,108)	-0,017 (0,114)	0,009 (0,133)	0,005 (0,143)	-0,105 (0,067)
40 000 \$-50 000 \$	-0,232 (0,109) ²	-0,136 (0,109)	-0,074 (0,120)	-0,151 (0,137)	-0,164 (0,137)	-0,174 (0,071) ²
50 000 \$-60 000 \$	-0,399 (0,120) ¹	-0,080 (0,109)	-0,200 (0,120) ³	-0,278 (0,130) ²	-0,093 (0,134)	-0,226 (0,069) ¹
60 000 \$-80 000 \$	-0,515 (0,110) ¹	-0,369 (0,102) ¹	-0,224 (0,109) ²	-0,222 (0,123) ²	-0,205 (0,128)	-0,320 (0,066) ¹
> 80 000 \$	-0,477 (0,114) ¹	-0,364 (0,106) ¹	-0,283 (0,105) ¹	-0,369 (0,122) ¹	-0,316 (0,121) ¹	-0,380 (0,068) ¹
VARIABLES DE CONTRÔLE 2 : garçon, âge en mois; diplôme d'études de la mère; et années pour l'échantillon total						
Nombre observations	2 115	2 037	1 983	1 931	1 924	9 990
Diplôme études secondaires	-0,225 (0,092) ²	-0,147 (0,089) ³	-0,087 (0,090)	-0,047 (0,100)	-0,150 (0,106)	-0,133 (0,061) ²
Diplôme études postsecondaires	-0,276 (0,088) ¹	-0,196 (0,088) ²	-0,160 (0,090) ²	-0,091 (0,094)	-0,075 (0,099)	-0,162 (0,060) ¹
Diplôme universitaire	-0,439 (0,094) ²	-0,249 (0,086) ¹	-0,209 (0,090) ²	-0,319 (0,097) ¹	-0,227 (0,100) ²	-0,291 (0,062) ¹

TABLEAU 2 (suite)

Âge moyen en mois	5	17	28	41	50	5-50
VARIABLES DE CONTRÔLE 3 : garçon, âge en mois, fratrie; âge, diplôme d'études et statut d'immigration de la mère; années pour l'échantillon total						
Nombre observations	2 079	2 017	1 958	1 903	1 906	9 863
Ln revenu familial	-0,152 (0,058) ¹	-0,125 (0,055) ²	-0,132 (0,053) ²	-0,139 (0,057) ²	-0,144 (0,055) ¹	-0,141 (0,037) ¹
20 000 \$-30 000 \$	-0,184 (0,119)	-0,153 (0,114)	0,052 (0,128)	0,081 (0,147)	-0,144 (0,153)	-0,086 (0,072)
30 000 \$-40 000 \$	-0,183 (0,109) ³	-0,154 (0,111)	-0,009 (0,117)	0,036 (0,136)	-0,001 (0,149)	-0,083 (0,070)
40 000 \$-50 000 \$	-0,132 (0,119)	-0,096 (0,114)	-0,037 (0,126)	-0,119 (0,142)	-0,182 (0,143)	-0,133 (0,076) ³
50 000 \$-60 000 \$	-0,282 (0,131) ²	-0,022 (0,120)	-0,148 (0,132)	-0,205 (0,137)	-0,092 (0,140)	-0,166 (0,076) ²
60 000 \$-80 000 \$	-0,367 (0,130) ¹	-0,289 (0,118) ²	-0,164 (0,122)	-0,135 (0,133)	-0,186 (0,134)	-0,239 (0,076) ²
> 80 000 \$	-0,298 (0,142) ²	-0,299 (0,129) ²	-0,211 (0,128) ³	-0,211 (0,142)	-0,281 (0,135) ²	-0,276 (0,084) ¹

TABLEAU 2 (suite)

Âge moyen en mois	5	17	28	41	50	5-50
II- PROBIT ORDONNÉ DE L'INDICE DE BONNE SANTÉ AU COURS DES 12 DERNIERS MOIS (1 = presque tout le temps, 2 = souvent, 3 = la moitié du temps, 4 = parfois ou presque jamais)						
VARIABLES DE CONTRÔLE 1 : garçon, âge en mois; et années pour l'échantillon total						
Nombre observations	2 081		1 967	1 920	1 928	7 896
Ln revenu familial	-0,256 (0,051) ¹		-0,153 (0,050) ¹	-0,259 (0,060) ¹	-0,133 (0,055) ²	-0,203 (0,032) ¹
20 000 \$-30 000 \$	-0,201 (0,115) ³		0,053 (0,126)	0,100 (0,146)	-0,097 (0,150)	-0,083 (0,071)
30 000 \$-40 000 \$	-0,246 (0,105) ²		-0,017 (0,114)	0,009 (0,133)	0,005 (0,143)	-0,105 (0,067)
40 000 \$-50 000 \$	-0,232 (0,109) ²		-0,074 (0,120)	-0,151 (0,137)	-0,164 (0,137)	-0,174 (0,071) ²
50 000 \$-60 000 \$	-0,399 (0,120) ¹		-0,200 (0,120) ³	-0,278 (0,130) ²	-0,093 (0,134)	-0,226 (0,069) ¹
60 000 \$-80 000 \$	-0,515 (0,110) ¹		-0,224 (0,109) ²	-0,222 (0,123) ²	-0,205 (0,128)	-0,320 (0,066) ¹
> 80 000 \$	-0,477 (0,114) ¹		-0,283 (0,105) ¹	-0,369 (0,122) ¹	-0,316 (0,121) ¹	-0,380 (0,068) ¹
VARIABLES DE CONTRÔLE 2 : garçon, âge en mois; diplôme d'études de la mère; et années pour l'échantillon total						
Nombre observations	2 115		1 983	1 931	1 924	7 953
Diplôme études secondaires	-0,221 (0,107) ²		-0,040 (0,111)	-0,044 (0,125)	-0,250 (0,121) ²	-0,137 (0,072) ³
Diplôme études postsecond.	-0,343 (0,107) ¹		-0,132 (0,110)	-0,152 (0,120)	-0,235 (0,115) ²	-0,218 (0,070) ¹
Diplôme universitaire	-0,419 (0,109) ¹		-0,068 (0,110)	-0,318 (0,124) ¹	-0,239 (0,124) ³	-0,260 (0,074) ¹

TABLEAU 2 (suite)

Âge moyen en mois	5	17	28	41	50	5-50
VARIABLES DE CONTRÔLE 3 : garçon, âge en mois, fratrie; âge, diplôme d'études et statut d'immigration de la mère; années pour l'échantillon total						
Nombre observations	2 079		1 958	1 903	1 906	7 846
Ln revenu familial	-0,183 (0,067) ¹		-0,163 (0,064) ²	-0,220 (0,071) ¹	-0,051 (0,066)	-0,158 (0,040) ¹
20 000 \$-30 000 \$	-0,139 (0,129)		-0,035 (0,149)	-0,385 (0,168) ²	-0,085 (0,196)	-0,168 (0,085) ²
30 000 \$-40 000 \$	-0,159 (0,130)		-0,062 (0,142)	-0,457 (0,165) ¹	-0,043 (0,167)	-0,190 (0,083) ²
40 000 \$-50 000 \$	-0,345 (0,153) ²		-0,123 (0,149)	-0,335 (0,146) ²	-0,041 (0,180)	-0,229 (0,092) ²
50 000 \$-60 000 \$	-0,566 (0,163) ¹		-0,088 (0,157)	-0,636 (0,156) ¹	-0,052 (0,168)	-0,330 (0,091) ¹
60 000 \$-80 000 \$	-0,410 (0,157) ¹		-0,253 (0,149) ³	-0,457 (0,151) ¹	-0,052 (0,159)	-0,280 (0,086) ¹
> 80 000 \$	-0,206 (0,157)		-0,325 (0,159) ²	-0,516 (0,158) ¹	-0,171 (0,160)	-0,341 (0,093) ¹

NOTE : 1. Les écarts-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Seuils de confiance : 1 = 1 pourcent; 2 = 5 pourcent; 3 = 10 pourcent. Dans l'échantillon total les écarts-types sont ajustés pour tenir compte de la répétition des observations (« clustering »).

plan statistique ne sont pas forcément les mêmes selon l'âge de l'enfant alors que le niveau de confiance statistique est généralement moins élevé. Plus difficile à saisir est la hausse des coefficients de revenu lorsque les enfants sont âgés de 3 ans ½ (cycle 4), suivie d'une baisse (le coefficient devient non significatif) lorsque les enfants ont en moyenne 50 mois (le changement du calendrier d'entrevues rend la comparaison plus fragile²⁴). Cette hausse apparaît moins marquée avec l'autre indicateur de santé perçue. Cet âge ne coïncide avec pas un « retour » important des mères sur le marché du travail, celui-ci se produisant surtout lorsque les enfants ont environ 1 an ½ (voir tableau A1).

Le tableau 3 compare les résultats précédents avec ceux de Case *et alii* (2002), de Currie et Stabile (2003), et de Currie *et alii* (2004) selon des spécifications comparables²⁵. La partie I du tableau résume les résultats de ces études concernant l'effet du revenu (en logarithme) selon l'âge des enfants, sans et avec la variable éducation du (des) parent(s) : le gradient croît avec l'âge, sauf dans le cas de l'étude sur les enfants anglais. Leurs estimations sont faites avec cinq états de santé et peuvent être considérées comme plus robustes compte tenu du nombre relativement élevé d'observations pour les différents groupes d'âge retenus. Les parties III et IV du tableau présente les effets de revenu selon respectivement les 5 états de santé des enfants de l'ÉLDEQ et pour 4 états de santé, sans et avec la variable éducation de la mère (la partie IV reproduit les résultats du tableau 2). Les résultats avec cinq ou quatre états sont identiques. Le gradient estimé, pour les enfants québécois de 5-50 mois avec 4 états de santé et compte tenu de l'éducation de la mère, est relativement similaire à celui obtenu par Currie et Stabile pour les enfants canadiens âgés de 0-3 ans. Les gradients estimés par cycle (âge des enfants) ne suggèrent pas une hausse du gradient avec l'âge des enfants lorsque ceux-ci ont moins de cinq ans. Dans l'étude américaine et celle portant sur les enfants canadiens (qui incluent environ 24 % d'enfants québécois), la hausse du gradient se manifeste graduellement après 3 ans. Les données disponibles de l'ÉLDEQ ne permettent pas pour le moment d'analyser le gradient après quatre ans. La partie II du tableau 3 présente pour les enfants canadiens les effets marginaux de revenu estimés par un modèle de probabilité linéaire (une bonne santé ou moins, mesurée par les indices 3, 4 et 5 par rapport à l'alternative, les indices 1 et 2). Pour les groupes d'âge des enfants comparables, ceux-ci sont similaires à ceux que nous obtenons (partie V du tableau 3) : il faut doubler le revenu familial pour augmenter de 3-4 % la probabilité pour un enfant (de 0-4 ans) d'avoir une très bonne ou une excellente santé; mais, ces effets n'augmentent pas avec l'âge des enfants, lorsqu'on compare les coefficients estimés pour chaque âge avec ceux obtenus par Currie et Stabile.

24. Au cycle 5, la spécification comprend une variable qui contrôle la durée en semaines depuis la dernière entrevue; celle-ci n'est pas significative.

25. Case *et alii* (2002) tiennent compte de l'éducation et de l'âge du père ainsi que du statut d'emploi (chômage) du père et de la mère; ces variables sont croisées avec une variable indiquant si le père (mère) est présent(e) au sein du ménage. Dans l'ÉLDEQ, les informations sur le père et la mère (biologique ou non) vivant avec l'enfant sont recueillies avec un questionnaire autoadministré. Comme les pères présents répondent moins que les mères (selon le cycle environ 7 % des informations sont manquantes), cette astuce de spécification n'a pas été retenue.

TABLEAU 3

COMPARAISON DES GRADIENTS DE LA SANTÉ DES ENFANTS ET DU REVENU FAMILIAL AUX ÉTATS-UNIS, AU CANADA, EN ANGLETERRE ET AU QUÉBEC¹**Le gradient aux États-Unis, au Canada et en Angleterre****I- PROBIT ORDONNÉ DE L'INDICE DE SANTÉ (1 = excellente à 5 = mauvaise)**

Âge en années	0-3	4-8	9-12	13-17	0-3	4-8	9-12	13-15
	Case et alii (2002) – NHIS				Currie et Stabile (2003) – NLSCY			
Nombre observations	51 448	54 067	64 746	59 069	8 961	17 260	10 446	3 507
Ln du revenu familial sans l'éducation du (des) parent(s)	-0,183** (0,008)	-0,244** (0,008)	-0,286** (0,008)	-0,323** (0,008)	-0,151** (0,026)	-0,216** (0,019)	-0,259** (0,024)	-0,272** (0,040)
Ln du revenu familial avec l'éducation du (des) parent(s)	-0,114** (0,008)	-0,156** (0,008)	-0,187** (0,008)	-0,218** (0,009)	-0,132** (0,027)	-0,182** (0,020)	-0,215** (0,025)	-0,254** (0,041)
					Currie et alii (2004) – HSE			
Nombre observations					2 505	4 936	3 734	2 570
Ln du revenu familial avec l'éducation du (des) parent(s)					-0,142** (3,14) ¹	-0,136** (4,23)	-0,108** (3,02)	-0,133** (3,30)

TABLEAU 3 (suite)

Âge en années	0-3	4-8	9-12	13-17	0-3	4-8	9-12	13-15
II- MODÈLE LINÉAIRE DE LA PROBABILITÉ D'UNE SANTÉ BONNE OU PASSABLE OU MAUVAISE (= 3 + 4 + 5) / (1 + 2)								
					Currie et Stabile (2003) – NLSCY			
Ln du revenu familial avec l'éducation de la mère					-0,030** (0,007)	-0,040** (0,005)	-0,044** (0,007)	-0,064** (0,011)
Le gradient au Québec – ÉLDEQ – cycle 1 à 5								
Âge moyen en mois			5	17	28	41	50	5-50
Nombre observations			2 080	2 017	1 959	1 903	1 906	9 865
III- PROBIT ORDONNÉ DE L'INDICE DE SANTÉ (1 = excellente à 5 = mauvaise)								
Ln du revenu familial sans l'éducation de la mère			-0,200** (0,053)	-0,151** (0,049)	-0,147** (0,046)	-0,179** (0,050)	-0,143** (0,048)	-0,167** (0,032)
IV- PROBIT ORDONNÉ DE L'INDICE DE SANTÉ (1 = excellente, 2 = très bonne, 3 = bonne, 4 = passable ou mauvaise)								
Ln du revenu familial sans l'éducation de la mère			-0,200** (0,053)	-0,152** (0,049)	-0,147** (0,046)	-0,180** (0,050)	-0,143** (0,048)	-0,167** (0,032)
Ln du revenu familial avec l'éducation de la mère			-0,151** (0,057)	-0,124** (0,055)	-0,133** (0,053)	-0,137** (0,057)	-0,143** (0,054)	-0,141** (0,037)

TABLEAU 3 (suite)

Âge moyen en mois			5	17	28	41	50	5-50
Nombre observations			2 080	2 017	1 959	1 903	1 906	9 865
V- MODÈLE LINÉAIRE DE LA PROBABILITÉ D'UNE SANTÉ BONNE OU PASSABLE OU MAUVAISE (= 3 + 4 + 5) / (1 + 2)								
Ln du revenu familial sans l'éducation de la mère			-0,042** (0,010)	-0,032 (0,013)	-0,044** (0,010)	-0,049** (0,012)	-0,036** (0,010)	-0,042** (0,007)
Ln du revenu familial avec l'éducation de la mère			-0,033** (0,011)	-0,021 (0,014)	-0,040** (0,012)	-0,039** (0,014)	-0,031** (0,012)	-0,033** (0,008)

NOTE : 1. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions pour l'ÉLDEQ incluent les mêmes variables de contrôle que dans le tableau 2 (variables de contrôle 3). Pour les spécifications et résultats de Case *et alii* (2002), voir leur tableau 2; pour Currie et Stabile (2003), voir leur tableau 2. Seuils de confiance : ** = 5 pourcent ou moins.

3.1 *Revenu courant et permanent*

Plusieurs études, notamment celles utilisant des données longitudinales, ont montré que les résultats (pour différents indicateurs de développement des enfants) sont plus fortement liés au revenu familial permanent qu'au revenu courant (Mayer, 1997; Blau, 1999). Le défi d'estimer l'effet de changements exogènes du revenu (par exemple, une hausse des allocations familiales) ou de chocs exogènes (par exemple, l'apparition d'un problème de santé ou d'une maladie) sur les résultats des enfants (incluant la santé) sont importants (Rosenzweig et Wolpin, 1988). Un de ceux-ci provient de l'hétérogénéité non observée chez les parents qui contribue aux « bons résultats » des enfants et aux « succès » des parents sur le marché du travail (par exemple, revenu plus élevé). Ces « qualités » des parents, difficilement mesurables, dont la source peut être génétique ou sociale, incluent des facteurs tels que la santé, l'empathie, les habiletés, la flexibilité, l'attention, l'assiduité et la prévoyance. En général, on admet que ces qualités non observées sont positivement corrélées avec le revenu familial et les résultats d'un enfant. De sorte que le fait de ne pas prendre en considération ces facteurs conduit le plus souvent à surestimer l'effet véritable du revenu. De plus, si ces qualités sont présentes dans le temps, il est raisonnable d'anticiper que de passer d'une mesure du revenu courant au revenu permanent ne résout pas le problème de biais d'estimation (l'influence de ces facteurs étant attribuée, à tort, au revenu courant ou permanent)²⁶. L'approche la plus courante pour contrer ce problème est d'utiliser des données longitudinales et d'estimer des modèles à effets fixes (de famille, d'enfant ou de fratrie) et à effets aléatoires, qui ont aussi leurs limites. Cette approche sera poursuivie dans un autre travail. Pour le moment, nous examinerons seulement comment le gradient se modifie lorsqu'une mesure du revenu permanent est utilisée plutôt que le revenu courant.

En premier lieu, le tableau 4 présente les résultats d'estimation avec les mêmes variables de contrôle qu'au tableau 2 (variables 3) sur la base du logarithme du revenu familial avant le « congé » de maternité (ligne 1). La ligne 2 représente les résultats précédents du tableau 2. Les effets de cette mesure du revenu familial avant la naissance de l'enfant – revenu avant le congé de maternité – sont significatifs sauf pour les enfants de 41 mois ou plus. Les effets diminuent dans le temps, bien qu'à cause du plus petit nombre d'observations les relations sont un peu moins bien estimées. La deuxième partie du tableau présente les résultats du revenu permanent par cycle (avec et sans le revenu avant congé de maternité). Évidemment, plus l'enfant est âgé, plus l'idée du revenu permanent fait du sens (la moyenne comprend plus d'années). Le revenu 0 + 1 désigne la moyenne du revenu avant congé de maternité et celui du cycle 1 au cycle 1; ... ; 0 à 5 désigne la moyenne du revenu familial avant le congé de maternité et des revenus jusqu'au cycle 5. Les effets associés au revenu familial permanent selon l'âge de l'enfant sont plus élevés que les effets de revenu courant. Si on exclut le revenu avant

26. Un autre problème d'estimation est le caractère potentiellement endogène de certaines variables de contrôle comme la taille de la fratrie.

congé de maternité de la moyenne (1 + 2; 1 + 2 + 3; ...; 1 + 2 + 3 + 4 + 5), pour obtenir des échantillons avec un nombre un peu plus élevé d'observations, les effets sont marginalement supérieurs. Les résultats avec cette mesure du revenu familial, meilleure comme indicateur des ressources potentielles, indiquent qu'il y a un gradient mais que celui-ci ne change pas dans le temps. Le coefficient est plus élevé au cycle 1 (ce qui suggère un effet lié au revenu avant le congé de maternité) qu'au cycle 2 (qui correspond aussi au retour de plusieurs mères sur le marché du travail), remonte au cycle 3, et se maintient à ce niveau par la suite.

3.2 *Les problèmes de santé chronique*

Les problèmes de santé chronique jouent un rôle important dans l'explication du gradient et des résultats tant de Case *et alii* (2002) que de Currie et Stabile (2003). À cet égard, les informations recueillies par l'ÉLDEQ portent sur la présence chez l'enfant selon la PCM (« l'enfant souffre de ... »), aux cycles 1, 2 et 4 seulement, des problèmes suivants : allergies, bronchite, maladie cardiaque, épilepsie, maladie rénale, incapacité mentale et autres problèmes (non précisés). Comme la fréquence de chaque problème est faible, une variable dichotomique mesure si l'enfant souffre d'un ou plusieurs problèmes et une autre mesure l'asthme (l'enfant a eu une crise au cours des 12 derniers mois). Les fréquences par cycle sont présentées au tableau A1. Le graphique 2 présente la proportion des enfants avec et sans un problème de santé chronique selon deux classes de revenu familial, moins de 30 000 \$ et plus de 60 000 \$ (au cycle 4, respectivement 21 % et 40 % des familles sont dans ces classes de revenu); elle indique que l'incidence d'un problème est plus élevée chez les enfants de famille à faible revenu (3-4 points de pourcentage) et tend à augmenter dans le temps chez les enfants à revenu élevé (de 8 % à 11 %). La fréquence d'une crise d'asthme (donnée disponible aux cycles 2, 3 et 4 seulement) est plus faible que pour les autres problèmes chroniques, alors que l'incidence selon la classe de revenu et son évolution est moins claire²⁷.

Pour examiner l'effet de ces problèmes, les états de santé sont regroupés en deux catégories par la variable dichotomique suivante : santé moins que très bonne ou excellente (indices 3, 4 et 5) par rapport à l'alternative (indices 1 et 2). Soulignons que la présence d'un problème n'implique pas forcément que la santé de l'enfant perçue par la PCM est moins que très bonne. Le tableau 5A présente les effets marginaux (découlant d'une estimation par « probit ») associés au revenu familial courant et à la présence d'un problème de santé (chronique ou asthme) par cycle. Dans la spécification (1) où seul le revenu apparaît (avec les autres variables de contrôle), celui-ci réduit d'environ 2-4 % la probabilité que la santé d'un enfant soit perçue comme « moins bonne ». Dans la spécification (2) on ajoute une variable indiquant la présence d'un problème de santé. Son effet est très fort : la probabilité d'une santé moins bonne augmente d'environ 20 % pour

27. La littérature médicale n'est pas claire sur l'évolution de la prévalence de l'asthme selon l'âge des enfants et selon le revenu.

TABLEAU 4

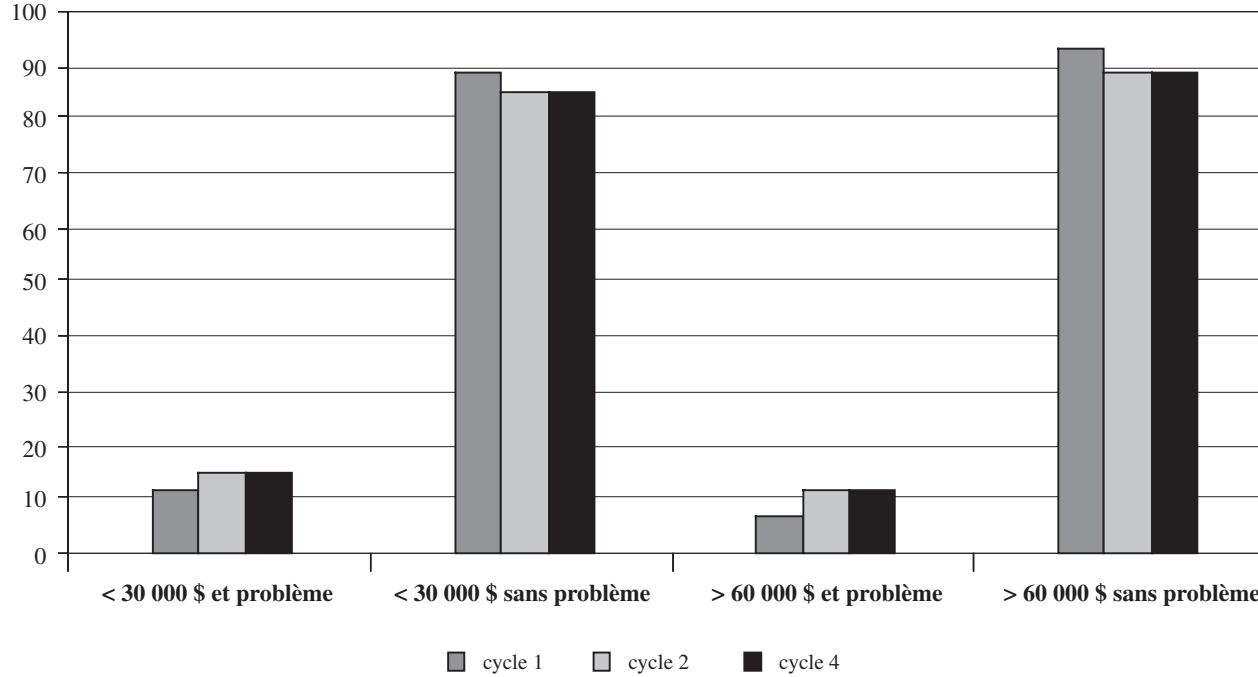
GRADIENTS DE L'INDICE DE LA SANTÉ DES ENFANTS ET DU REVENU FAMILIAL AVANT CONGÉ DE MATERNITÉ,
DU REVENU FAMILIAL COURANT ET DU REVENU FAMILIAL PERMANENT, ÉLDEQ, CYCLES 1-5¹

Probit ordonné de l'indice de la santé (1 = excellente, 2 = très bonne, 3 = bonne, 4 = passable ou mauvaise)					
Âge moyen en mois	5	17	28	41	50
Ln revenu de maternité [Nombre d'observations]	-0,199 (0,054) ¹ [1 999]	-0,133 (0,053) ² [1 937]	-0,095 (0,051) ³ [1 890]	-0,077 (0,052) [1 838]	-0,067 (0,054) [1 826]
Ln revenu familial courant [Nombre d'observations]	-0,152 (0,058) ¹ [2 079]	-0,125 (0,055) ² [2 017]	-0,132 (0,053) ² [1 958]	-0,139 (0,057) ² [1 903]	-0,144 (0,055) ¹ [1 906]
Ln du revenu moyen pour différentes années : 0 = avant congé de maternité, 1 à 5 = années 1998 à 2002 [nombre d'observations]					
Ln revenu 0 + 1 [1 994]	-0,212 (0,060) ¹				
Ln revenu 1 + 2 [1 993]		-0,152 (0,059) ¹			
Ln revenu 0 + 1 + 2 [1 922]		-0,160 (0,061) ¹			
Ln revenu 1 + 2 + 3 [1 915]			-0,167 (0,061) ¹		
Ln revenu 0 à 3 [1 852]			-0,183 (0,063) ¹		
Ln revenu 1 à 4 [1 833]				-0,167 (0,068) ²	
Ln revenu 0 à 4 [1 778]				-0,156 (0,070) ²	
Ln revenu 1 à 5 [1 800]					-0,172 (0,067) ²
Ln revenu 0 à 5 [1 746]					-0,163 (0,070) ²

NOTE : 1. Les variables de contrôle sont les mêmes qu'au tableau 2 (variables de contrôle 3). Les écarts-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Seuils de confiance : 1 = 1 pourcent; 2 = 5 pourcent; 3 = 10 pourcent.

GRAPHIQUE 2

POURCENTAGE DES ENFANTS AVEC ET SANS UN PROBLÈME CHRONIQUE DE SANTÉ AUX CYCLES 1, 2 ET 4 SELON DEUX CLASSES DE REVENU



un problème chronique et de 25-30 % si l'enfant a fait une crise d'asthme durant l'année. Finalement, la spécification (3) comprend aussi la variable croisée problème de santé et revenu familial (visant à capter l'effet d'atténuation du revenu sur le problème); cette dernière n'est pas significative alors que la variable indiquant la présence du problème n'est plus significative, seul subsiste l'effet du revenu. Les spécifications du tableau 5A sont sans doute peu appropriées compte tenu de la nature « dynamique » des problèmes de santé sur les états de santé.

Les estimations présentées au tableau 5B jettent un autre regard sur la question en adoptant les spécifications de Case *et alii* (2002). La première équation estimée (colonne du paramètre α_1) indique l'effet du revenu sur la probabilité qu'un enfant ait un problème de santé (chronique ou crise d'asthme). Sur 6 effets estimés, 2 seulement sont significatifs (effet de -2,5 % sur la probabilité), ce qui laisse ouverte la question du caractère aléatoire ou non de l'apparition d'un problème de santé selon le SSE. La deuxième spécification (équation 2) prend en considération simultanément l'effet du revenu familial (mesuré ici en déviation par rapport au revenu moyen de tout l'échantillon), l'effet de la présence d'un problème de santé et l'effet croisé revenu et problème de santé sur la probabilité pour un enfant d'avoir un état de santé moins qu'excellent ou très bon. Comme on peut s'y attendre, le revenu (coefficient β_1) réduit significativement la probabilité d'être dans cet état de santé, sauf au cycle 2. Cependant, l'effet marginal est faible puisqu'il joue entre 2-3 %. La présence d'un problème (coefficient β_2) augmente fortement la probabilité d'une santé bonne ou moins bonne. Les effets sont élevés, de l'ordre de 21 à 32 %. Finalement la variable croisée captant l'effet d'atténuation (coefficient β_3) n'est pas significative. Ce dernier effet est différent de celui obtenu par Case *et alii* (effet fortement significatif pour le groupe d'âge des 0-8 ans).

Le tableau 5C reprend la spécification de Currie et Stabile (2003) qui examine, avec les données sur les enfants canadiens, l'effet d'un problème de santé antérieur (au cycle 1, 1994-1995) sur l'état de santé contemporain (au cycle 3, 1998-1999, 4 ans plus tard). Comme les données de l'ÉLDEQ ne présentent pas d'information sur la présence d'un problème de santé aux cycles 3 et 5, on a choisi d'analyser l'effet d'un problème antérieur de santé sur la probabilité d'un état de santé moins qu'excellent ou très bon aux cycles 3 et 5. Avant de commenter les résultats, précisons que le nombre d'enfants ayant simultanément un problème de santé et une santé moins que très bonne est faible. Parmi les 1 959 enfants présents aux 3 premiers cycles, 189 (ou 9,7 %) sont dans le groupe santé moins que très bonne au cycle 3, 123 de ceux-ci (ou 68 %) n'ont pas un problème de santé au cycle 1 et 2, 18 (9 %) ont un problème aux 2 premiers cycles, 14 (7 %) ont un problème au cycle 1 seulement; et 34 (18 %) ont un problème au cycle 2 seulement. Les statistiques sont similaires pour les 1 899 enfants présents au cycle 5 et pour lesquels on sait s'ils ont un problème de santé aux cycles 1, 2 et 4 : 158 (8,3 %) sont dans la catégorie santé moins que très bonne, 86 (54,4 %) ne sont pas observés avec un problème dans les 3 cycles précédents (1, 2 et 4), et 7 (4 %) ont un problème de santé aux 3 cycles précédents (1, 2, 4). Les autres ont un problème à l'un des 3 cycles ou à deux des 3 cycles précédents.

TABLEAU 5A

EFFETS MARGINAUX DU REVENU COURANT ET DES PROBLÈMES DE SANTÉ CHRONIQUE ($C = 1$)
SUR LA PROBABILITÉ D'ÊTRE DANS UN ÉTAT DE BONNE, PASSABLE OU MAUVAISE SANTÉ ($H = 1$)

Variables explicatives	Problème(s) de santé chronique sauf asthme			Problème d'asthme		
	Spécifications					
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
CYCLE 1 : âge moyen en mois = 5 (nombre d'observations : 2 079)						
Pourcentage avec $H = 1$: 7,7 % ; avec $C = 1$: 8,5 % ; avec asthme : non disponible						
Ln revenu	-0,033 (,011) ¹	-0,026 (,010) ¹	-0,023 (,011) ²	Information non disponible pour ce cycle		
Problème $C = 1$		0,225 (,036) ¹	0,682 (,500)			
Ln revenu* $C = 1$			-0,015 (,018)			
CYCLE 2 : âge moyen en mois = 17 (nombre d'observations : 2 016)						
Pourcentage avec $H = 1$: 11,0 % ; avec $C = 1$: 12,2 % ; avec asthme : 7,5 %						
Ln revenu	-0,021 (,014)	-0,019 (,138)	-0,022 (,015)	-0,021 (,014) ¹	-0,020 (,014)	-0,020 (,014)
Problème $C = 1$		0,196 (,032) ¹	-0,001 (,272)		0,316 (,046) ¹	0,344 (,772)
Ln revenu* $C = 1$			0,013 (,026)			-0,001 (,033)

TABLEAU 5A (suite)

Variables explicatives	Problème(s) de santé chronique sauf asthme			Problème d'asthme		
	Spécifications					
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
CYCLE 3 : âge moyen en mois = 28 (nombre d'observations : 1 958)						
Pourcentage avec $H = 1$: 9,6 %; avec $C = 1$: non disponible; avec asthme : 7,2 %						
Ln revenu				-0,041 (,01) ¹	-0,033 (,011) ¹	-0,029 (,012) ²
Problème $C = 1$	Information non disponible pour ce cycle				0,286 (,043) ¹	0,880 (,223) ³
Ln revenu* $C = 1$						-0,030 (,026)
CYCLE 4 : âge moyen en mois = 41 (nombre d'observations : 1 903)						
Pourcentage avec $H = 1$: 10,8 %; avec $C = 1$: 12,0 %; avec asthme : 6,0 %						
Ln revenu	-0,039 (,014) ¹	-0,032 (,012) ¹	-0,025 (,013) ³	-0,039 (,01) ¹	-0,036 (,014) ¹	-0,037 (,014) ¹
Problème $C = 1$		0,225 (,034) ¹	0,795 (,381)		0,231 (,048) ¹	0,062 (,505)
Ln revenu* $C = 1$			-0,027 (,027)			0,009 (,034)

NOTE : La variable H prend la valeur 1, si l'état de santé de l'enfant est bon, passable ou mauvais et, autrement, prend la valeur 0. Indépendamment de l'état de santé, la variable C prend la valeur 1, si l'enfant a eu une crise d'asthme durant la dernière année (cycles 2, 3 et 4 seulement) ou s'il a un ou plus d'un des problèmes de santé suivants (cycles 1, 2 et 4 seulement) : allergies, bronchites, maladie cardiaque, épilepsie, maladie du rein ou tout autre type de problème chronique de santé et, autrement, prend la valeur 0. Les équations de régression sont les suivantes :

$$(1) H = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y + X\delta + \varepsilon. (2) H = \theta_0 + \theta_1 \ln Y + \theta_2 C + X\delta^c + \varepsilon^c. (3) H = \delta_0 + \delta_1 \ln Y + \delta_2 C + \delta_4 \ln Y * C + X\delta^{CY} + \varepsilon^{CY}$$

où $\ln Y$ désigne le logarithme du revenu familial individuel; X est un vecteur de variables socioéconomiques; $\ln Y * C$ une variable croisée ($\ln Y$ avec $C = 1$); les ε sont des termes d'erreur; et, les autres termes sont des paramètres estimés. Les variables de contrôle sont les mêmes qu'au tableau 2 (variables de contrôle 3). Les écarts-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Seuils de confiance : 1 = 1 pourcent; 2 = 5 pourcent; 3 = 10 pourcent.

TABLEAU 5B

EFFETS MARGINAUX DU REVENU COURANT SUR LA PROBABILITÉ D'UN PROBLÈME(S) DE SANTÉ CHRONIQUE ($C = 1$)
 ET SUR LA PROBABILITÉ D'ÊTRE DANS UN ÉTAT DE BONNE, PASSABLE OU MAUVAISE SANTÉ ($H = 1$)
 CONDITIONNELLEMENT À LA PRÉSENCE D'UN PROBLÈME DE SANTÉ, ÉLDEQ, CYCLES 1-4

Modèles linéaires (probit) : de la présence d'un problème de santé chronique ($C = 1$); d'une santé bonne ou passable ou mauvaise ($H = 1$) conditionnellement à la présence d'un problème de santé chronique

Problème de santé chronique	Pourcentage avec $C = 1$	α^1	β^1	β^2	B^3
CYCLE 1 : âge moyen 5 mois (observations : 2 079)					
Problème(s) de santé	0,085	-0,025 (,011) ²	-0,023 (,011) ²	0,216 (,037) ¹	-0,015 (,018)
CYCLE 2 : âge moyen 17 mois (observations : 2 016)					
Asthme	0,075	0,002 (,012)	-0,020 (,014)	0,315 (,046) ¹	-0,001 (,033)
Problème(s) de santé	0,122	-0,013 (,014)	-0,022 (,014)	0,200 (,032) ¹	0,013 (,026)
CYCLE 3 : âge moyen 28 mois (observations : 1 958)					
Asthme	0,072	-0,017 (,011)	-0,029 (,012) ²	0,273 (,043) ¹	-0,030 (,026)

TABLEAU 5B (suite)

Problème de santé chronique	Pourcentage avec $C = 1$	α^1	β^1	β^2	B^3
CYCLE 4 : âge moyen 41 mois (observations : 1 903)					
Asthme	0,060	-0,009 (,009)	-0,037 (,014) ¹	0,234 (,048) ¹	0,009 (,034)
Problème(s) de santé	0,120	-0,025 (,015) ³	-0,025 (,013) ¹	0,216 (,035) ¹	-0,027 (,027)

NOTE : La variable C prend la valeur 1 si l'enfant a eu une crise d'asthme durant la dernière année ou s'il a un ou plus d'un des problèmes de santé suivants : allergies, bronchites, maladie cardiaque, épilepsie, maladie du rein ou tout autre type de problème chronique de santé et, autrement, prend la valeur 0. La variables H est égale à 1 si l'état de santé de l'enfant est bon, passable ou mauvais et, autrement, prend la valeur 0. Les équations de régression sont les suivantes :

$$C = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y + X\delta^c + \varepsilon^c .$$

$$H = \beta_0 + \beta_1 (\ln Y - \text{moyenne } \ln Y) + \beta_2 C + \beta_3 (\ln Y - \text{moyenne } \ln Y) C + X\delta^h + \varepsilon^h$$

où $\ln Y$ est le logarithme du revenu familial individuel; X est un vecteur de variables socioéconomiques; les ε sont des termes d'erreur; et, les autres termes sont des paramètres estimés. Les variables explicatives sont les mêmes qu'au tableau 2 (variables de contrôle 3). Les écarts-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Seuils de confiance : 1 = 1 pourcent; 2 = 5 pourcent; 3 = 10 pourcent.

TABLEAU 5C

EFFETS MARGINAUX DU REVENU PERMANENT ET DES PROBLÈMES ANTÉRIEURS DE SANTÉ CHRONIQUE SUR LA PROBABILITÉ D'ÊTRE DANS UN ÉTAT DE BONNE, PASSABLE OU MAUVAISE SANTÉ COURANTE AUX CYCLES 3 (2000) ET 5 (2002), ÉLDEQ

Modèles linéaires (probit) d'une santé bonne, passable ou mauvaise ($H = 1$) à l'année courante conditionnellement à la présence d'un problème de santé chronique ($C = 1$) à une année antérieure

Variables explicatives	Spécifications			
	CYCLE 3 (2000) : âge moyen 28 mois (observations : 1 914)			
Ln revenu moyen (1998 à 2000)	-0,038 (,013) ¹	-0,040 (,014) ¹	-0,040 (,014) ¹	
Problème chronique au cycle 1 (1998)	0,035 (,027)	0,066 (,029) ¹	0,128 (,029) ¹	
Problème chronique au cycle 2 (1999)	0,120 (,030) ¹			
Ln revenu moyen (1998 à 2000)	-0,039 (,015) ¹	-0,037(,014) ¹	-0,040 (,014) ¹	-0,041 (,014) ¹
Problème chronique au cycle 1 (1998)	0,236 (,565)	0,215 (,557)	0,035 (,027)	
Problème chronique au cycle 2 (1999)		0,120 (,030) ¹	0,002 (,284)	0,012 (,300)
Ln revenu*prob. chronique au cycle 1	-0,009 (,026)	-0,011 (,026)		
Ln revenu*prob. chronique au cycle 2			0,009 (,026)	0,008 (,026)

TABLEAU 5C (suite)

Variables explicatives	CYCLE 5 (2002) : âge moyen 50 mois (observations : 1 800)			
Ln revenu moyen (1998 à 2002)	-0,029 (,013) ²	-0,034 (,015) ²	-0,033 (,015) ²	-0,028 (,013) ²
Problème chronique au cycle 1 (1998)	-0,004 (,019)	0,024 (,025)		
Problème chronique au cycle 2 (1999)	0,029 (,022)		0,066 (,026) ¹	
Problème chronique au cycle 4 (2001)	0,147 (,031) ¹			0,158 (,031) ¹
Ln revenu moyen (1998 à 2002)	-0,043 (,016) ¹	-0,047 (,015) ¹	-0,028 (,014) ²	-0,033 (,015) ²
Problème chronique au cycle 1 (1998)	-0,150 (,043) ²			0,006 (,022)
Problème chronique au cycle 2 (1999)		-0,222 (,073) ¹		0,064 (,026) ¹
Problème chronique au cycle 4 (2001)			0,165 (,609)	
Ln revenu*prob. chronique au cycle 1	0,066 (,029) ²			
Ln revenu*prob. chronique au cycle 2		0,082 (,027) ¹		
Ln revenu*prob. chronique au cycle 4			-0,000 (,028)	
Ln revenu courant (2002)	-0,030 (,012) ¹	-0,028 (,011) ¹		
Problème chronique au cycle 1 (1998)	0,022 (,025)	0,004 (,020)		
Problème chronique au cycle 2 (1999)	0,058 (,026) ¹	0,025 (,022)		
Problème chronique au cycle 4 (2001)		0,160 (,032) ¹		

NOTE : La variable H prend la valeur 1 si l'état de santé de l'enfant est bon, passable ou mauvais et, autrement, prend la valeur 0. La variable C prend la valeur 1 si l'enfant a un ou plus d'un des problèmes de santé suivants : allergies, bronchites, maladie cardiaque, épilepsie, maladie du rein ou tout autre type de problème chronique de santé et, autrement, prend la valeur 0. Les équations de régression sont les suivantes :

$$(1) H = \theta_0 + \theta_1 \ln(\text{revenu moyen}) + \theta_2 C_{t-1} + X_t \delta + \varepsilon. \quad (2) H = \delta_0 + \delta_1 \ln(\text{revenu moyen}) + \delta_2 C_{t-1} + \delta_4 \ln(\text{revenu moyen}) * C_{t-1} + X_t \delta^C + \varepsilon^C$$

où $\ln(\text{revenu moyen})$ est le logarithme du revenu familial individuel moyen sur 3 ou 5 années; X est un vecteur de variables socioéconomiques; la variable $\ln(\text{revenu moyen}) * C_{t-1}$ est une variable croisée (revenu moyen et $C = 1$); t désigne l'année; les ε sont des termes d'erreur; et, les autres termes sont des paramètres estimés. Les variables de contrôle sont les mêmes qu'au tableau 2 (variables de contrôle 3). Les écarts-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Seuils de confiance : 1 = 1 pourcent; 2 = 5 pourcent; 3 = 10 pourcent.

Une première équation (1) estime les effets marginaux (voir tableau 5C, partie 1 pour le cycle 3 et partie 2 pour le cycle 5 et premier groupe de coefficients) associés au fait qu'un enfant soit observé avec un problème de santé dans le passé sur la probabilité d'avoir présentement (au cycle 3 ou au cycle 5) une santé moins qu'excellente ou très bonne. Ils sont significatifs et plus importants que l'effet de revenu - il s'agit ici du revenu « permanent » (calculé sur 3 ou 5 années) – qui reste néanmoins un facteur indépendant significatif. Dans les deux estimations (cycle 3 et cycle 5), l'effet d'un problème de santé plus récent a un impact plus élevé sur la probabilité d'une détérioration de l'état de santé : par exemple, au cycle 5, un problème de santé au cycle 4 augmente de 15 % la probabilité d'une « mauvaise santé »; alors qu'un problème au cycle 2, l'augmente de 6,6 %; un problème au cycle 1 l'augmente d'environ 2,2 %, cependant la variable n'est pas significative. En revanche, un problème qui se répète dans le temps ne semble pas avoir un effet cumulatif sur la probabilité d'une moins bonne santé. Ces premières estimations s'accordent avec l'interprétation que l'effet d'un problème de santé s'atténue avec le temps. Les dernières spécifications (équation 2) comprennent en plus une variable d'interaction entre le revenu permanent et le problème de santé antérieur. Les variables d'interaction ne sont pas significatives, sauf dans deux cas, où conditionnellement à un problème de santé, un revenu familial permanent plus élevé détériore l'état de santé et vient ainsi annuler l'effet propre du revenu permanent (voir cycle 5, colonnes 1 et 2). Ces résultats concernant les effets d'interaction sont similaires à ceux obtenus par Currie et Stabile (2003) et peuvent suggérer que le revenu familial n'agit pas sur les effets à plus long terme des problèmes de santé.

4. LES AUTRES EXPLICATIONS DU GRADIENT INDICES DE SANTÉ ET REVENU FAMILIAL

Sans prétendre épuiser toutes les explications ou les analyses possibles du gradient santé / revenu chez les enfants, trois types d'explication sont examinés : la santé de l'enfant à sa naissance, la santé des mères et leurs comportements de travail, et certains comportements pruden­tiels des mères.

4.1 *La santé du nouveau-né à sa naissance*

Un large spectre de recherches dans les différentes disciplines scientifiques accorde une attention particulière aux conditions de la grossesse de la mère (comme l'alimentation, l'environnement physique) ainsi qu'à la santé pré et postnatale de l'enfant²⁸. Cette littérature met l'accent sur les différents intrants de la santé tels que l'accès à la planification familiale, l'avortement, les soins prénataux et les comportements maternels de santé durant la grossesse (tabagisme, consommation d'alcool et de médicaments) comme déterminants de la santé du

28. Une partie des travaux américains récents (Currie et Gruber, 1996, 1997; Joyce, 1999) examine dans quelle mesure une meilleure couverture des soins de santé et les programmes ciblant les mères enceintes vulnérables réduisent les effets négatifs des grossesses à risque et la mortalité néonatale.

nouveau-né²⁹. Dans la littérature clinique et épidémiologique, il est convenu qu'un faible poids à la naissance est le déterminant le plus important de la mortalité néonatale, en plus d'être un marqueur significatif de la mortalité postnéonatale, de la morbidité dans l'enfance, de la santé et du développement cognitif des enfants et de la morbidité chez les adultes³⁰.

De même, plusieurs études dans la littérature économique ont montré qu'un faible poids à la naissance est corrélé avec le niveau du diplôme obtenu et, à l'âge adulte, avec un indice de l'état de la santé perçue plus faible, un taux d'emploi et des revenus de travail plus faibles³¹. Le poids à la naissance est généralement considéré comme un indicateur important de la santé et du capital humain de santé de l'enfant (Grossman et Joyce, 1990; Currie et Hyson, 1999)³². Un faible poids à la naissance résulte d'un ou d'une combinaison des facteurs suivants : période de gestation trop courte et retard de croissance intra-utérine. Les facteurs de risques qui leur sont associés sont, le tabagisme maternel, une nutrition inadéquate durant la grossesse, un poids maternel pré (et durant la) grossesse faible, le rang de naissance de l'enfant, le sexe de l'enfant, la consommation d'alcool, la santé et la morbidité de la mère (Kramer, 1987). Bien que les études n'ont pas examiné spécifiquement si ces facteurs sont liés au SSE de la famille ou leur contribution relative aux disparités de santé chez les enfants selon le SSE, il est clair qu'ils font partie des mécanismes potentiel souvent avancés liant SSE et santé de l'enfant tels que les comportements de santé de la mère durant et après la grossesse (Rosenzweig et Schultz, 1982 et 1983), les caractéristiques « démographiques », l'accès aux soins de santé et la santé de la mère avant et après la grossesse. L'étude de Rosenzweig et Wolpin (1991) fait partie des exceptions. Elle soutient qu'une « égalisation » des revenus ne réduirait pas significativement les disparités de santé chez les enfants. Ils analysent les comportements maternels (consommation de drogues et cigarettes, soins prénataux, intervalle entre deux naissances, prise de poids pour deux naissances) et leurs effets sur le poids à la naissance de frères / soeurs et sur la prématurité en utilisant des modèles à « effet fixe » (de la mère) où les caractéristiques de la mère et fixes dans le temps sont interprétés comme une dotation en santé maternelle. Les résultats indiquent que 90 % de la variance dans le poids à la naissance découle de ces dotations maternelles, de sorte que les autres facteurs, comme la contrainte des ressources matérielles, jouent nécessairement un rôle secondaire dans la création des disparités de santé parmi les enfants. Il est

29. Voir dans la littérature économique, Rosenzweig et Schultz (1982, 1988), Corman *et alii* (1985), Rosenzweig et Wolpin (1991), Joyce (1994).

30. Voir Paneth (1995) et Richards (2001). Cependant, des poids à la naissance modérément faibles (1,5 à 2,499 kilos) ne semblent pas entraîner des scores de développement cognitifs inférieurs selon l'étude longitudinale de Boardman *et alii* (2002) chez les enfants observés à l'école entre 6 et 14 ans.

31. Voir, par exemple, Berhman *et alii* (1994), Joyce (1994), Currie et Hyson (1999), Behrman et Rosenzweig (2001).

32. Behrman et Rozenzweig (2001) concluent que les bénéfices découlant d'interventions qui augmentent la croissance du fœtus justifient les programmes dont le résultat conduit à des poids à la naissance plus élevés.

possible d'interpréter cette dotation comme le reflet d'une série d'autres facteurs, indépendamment de la santé des mères qui est relativement stable dans le temps, comme le revenu, l'éducation, les habiletés à traiter des informations utiles à la santé et à son maintien, ou la préférence pour le temps.

L'ÉLDEQ contient plusieurs informations concernant la santé du bébé à sa naissance (certaines proviennent du dossier médical de l'enfant à sa naissance) : poids à la naissance, prématurité, âge gestationnel (qui correspond à la somme de la durée de la grossesse et de l'âge chronologique de l'enfant au cycle 1), durée de la grossesse, indice cumulatif de risque néonatal³³, catégorie de retard de croissance intra-utérine à la naissance³⁴ et score APGAR-5 minutes (et 1 et 10 minutes)³⁵.

Le tableau 6 présente les résultats d'estimation de « probits » ordonnés par cycle et pour l'échantillon total (5-50 mois) avec la plupart de ces indicateurs comme variable explicative conjointement avec le logarithme du revenu (la première ligne rappelle les résultats du tableau 2, variables de contrôle 3). La fin du tableau présente aussi des résultats concernant l'allaitement maternel commentés plus bas.

Le seuil de faible poids à la naissance utilisé (inférieur à 2,5 kilos) n'attribue cette caractéristique qu'à une faible proportion de l'échantillon, soit 4 %; alors que la prématurité (durée de la grossesse inférieure à 37 semaines) caractérise 6 % de l'échantillon (voir le tableau A1). Les résultats pour ces deux indicateurs suggèrent que leur effet est ambigu : l'effet de la variable faible poids (prématurité) est non significatif à la naissance, mais le devient lorsque les enfants ont en moyenne 3½-4 ans³⁶. Enfin, on observe que les autres variables de la santé à la naissance ne modifient pas la structure des effets de revenu et leur niveau de confiance statistique. La variable mesurant l'indice cumulatif du risque néonatal (échelle de 0 à 8)³⁷ apparaît comme ayant un effet mineur sur les états de santé et limité dans le temps. De même, la variable durée de la grossesse de la mère (ainsi que la variable âge gestationnel de l'enfant qui est chevauchante et dont les résultats ne sont pas présentés ici) n'a pas non plus d'effet apparent sauf un effet retardé

33. Dérivée à partir d'informations recueillies à l'aide des dossiers médicaux (volet 1998), cet indice reflète la condition globale de santé à la naissance des enfants. À partir d'une liste établie de problèmes susceptibles d'influencer la santé et le développement des enfants autant à long terme qu'à court terme, chaque problème a été pondéré selon la gravité et le risque en regard de la santé et du développement ultérieur de l'enfant. L'indice est la somme pondérée des problèmes de santé présentés par les enfants à leur naissance.

34. Variable construite à partir du poids à la naissance et de la durée de la grossesse en ajustant pour le sexe du nouveau-né.

35. C'est une « mesure sommaire » de l'état de santé de l'enfant. Ce score entre 0 et 10 est calculé à partir de 5 tests (battements du cœur, effort respiratoire, tonus musculaire, irritabilité des réflexes et couleur) effectués relativement à la santé du nouveau-né à 1, 5 et, pour certains, 10 minutes après la naissance.

36. Devant ces résultats, nous n'avons pas poursuivi l'analyse pour examiner l'effet du revenu permanent ou de variables d'interaction.

37. Les résultats de la variable exprimée sous formes dichotomiques (0, 1 versus les autres scores) indiquent qu'elles ne sont jamais significatives.

TABLEAU 6

GRADIENTS DE L'INDICE DE LA SANTÉ DES ENFANTS ET DU REVENU FAMILIAL COURANT SELON DIFFÉRENTS INDICATEURS
DE LA SANTÉ DU NOUVEAU-NÉ À LA NAISSANCE ET L'ALLAITEMENT MATERNEL, ÉLDEQ, CYCLES 1-5¹

Probit ordonné de l'indice de la santé (1 = excellente, 2 = très bonne, 3 = bonne, 4 = passable ou mauvaise)						
Âge moyen en mois	5	17	28	41	50	5-50
Variables 3 : garçon, âge en mois, fratrie; âge, diplôme le plus élevé et statut d'immigration de la mère; et années pour l'échantillon total						
Nombre observations	2 079	2 017	1 958	1 903	1 906	9 863
Ln revenu familial	-0,152 (0,058) ¹	-0,125 (0,055) ²	-0,132 (0,053) ²	-0,139 (0,057) ²	-0,144 (0,055) ¹	-0,141 (0,037) ¹
Poids à la naissance <2,5 kilos (Observations : 2 079/2 017/1 958/1 903/1 905/9 862)						
Ln revenu familial	-0,147 (0,058) ²	-0,119 (0,056) ²	-0,126 (0,053) ²	-0,136 (0,058) ²	-0,139 (0,055) ²	-0,135 (0,037) ¹
Poids < 2,5 kilos (non)	0,240 (0,173)	0,203 (0,148)	0,157 (0,176)	0,157 (0,179)	0,250 (0,148) ³	0,220 (0,120) ²
Naissance prématurée si <37 semaines (Observations : 2 079/2 017/1 958/1 903/1 906/9 863)						
Ln revenu familial	-0,150 (0,058) ¹	-0,118 (0,055) ²	-0,133 (0,053) ²	-0,132 (0,058) ²	-0,138 (0,055) ²	-0,136 (0,037) ¹
Naissance prématurée	0,068 (0,151)	0,192 (0,122)	-0,057 (0,154)	0,253 (0,141) ³	0,232 (0,121) ³	0,165 (0,090) ³
Indice cumulatif du risque néonatal – ICRN (Observations : 1 893/1 839/1 793/1 741/1 743/9 009)						
Ln revenu familial	-0,158 (0,061) ¹	-0,116 (0,057) ²	-0,123 (0,055) ²	-0,140 (0,060) ²	-0,131 (0,058) ²	-0,136 (0,039) ¹
ICRN	0,072 (0,027) ¹	0,050 (0,022) ²	0,006 (0,024)	0,035 (0,026)	0,051 (0,025) ²	0,044 (0,017) ²

TABLEAU 6 (suite)

Durée de la grossesse (Observations : 2 079/2 017/1 958/1 903/1 906/9 863)						
Ln revenu familial	-0,150 (0,058) ¹	-0,117 (0,055) ²	-0,130 (0,053) ²	-0,138 (0,058) ²	-0,139 (0,055) ²	-0,137 (0,025) ¹
Durée de la grossesse	-0,014 (0,028)	-0,046 (0,023) ²	-0,009 (0,025)	-0,027 (0,028)	-0,034 (0,017) ³	-0,028 (0,009) ¹
Catégorie de retard de croissance (Observations : 2 079/2 017/1 958/1 903/1 905/9 862)						
Ln revenu familial	-0,151 (0,058) ¹	-0,125 (0,055) ²	-0,131 (0,053) ²	-0,139 (0,057) ²	-0,145 (0,055) ¹	-0,141 (0,037) ¹
Cat. de retard 0 (> 0)	0,165 (0,071) ³	0,034 (0,066)	0,050 (0,071)	0,027 (0,103)	0,029 (0,076)	0,056 (0,055)
Score APGAR-5 minutes (Observations : 2 040/1 984/1 928/1 873/1 874/9 699)						
Ln revenu familial	-0,157 (0,058) ¹	-0,122 (0,056) ²	-0,126 (0,053) ²	-0,124 (0,058) ²	-0,140 (0,055) ²	-0,136 (0,037) ¹
Score APGAR-5 minutes	-0,079 (0,039) ²	-0,068 (0,033) ²	-0,020 (0,035)	-0,057 (0,037)	-0,024 (0,039)	-0,052 (0,025) ²
Allaitement maternel : long = 2, court = 1, non = 0 (Observations : 2 079/2 017/1 958/1 903/1 906/9 863)						
Ln revenu familial	-0,151 (0,058) ¹	-0,129 (0,056) ²	-0,136 (0,053) ¹	-0,139 (0,057) ²	-0,144 (0,055) ¹	-0,143 (0,037) ¹
Allaitement maternel	-0,050 (0,027) ³	-0,032 (0,025)	-0,048 (0,026) ³	-0,007 (0,026)	-0,002 (0,027)	-0,030 (0,017) ³

NOTE : 1. Les variables de contrôle sont les mêmes qu'au tableau 2 (variables de contrôle 3). Les écarts-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Seuils de confiance : 1 = 1 pourcent; 2 = 5 pourcent; 3 = 10 pourcent. Dans l'échantillon total les écarts-types sont ajustés pour tenir compte de la répétition des observations (« clustering »).

à 17 mois et favorable sur les états de santé – effet également capté pour l'échantillon des 5-50 mois³⁸. L'absence d'un retard de croissance (mesurée par une variable dichotomique) n'a pas d'effet sur les probabilités des indices de santé, alors que les effets de revenu restent les mêmes. Finalement, pour le score APGAR-5 minutes, les résultats indiquent qu'un meilleur score conduit à la marge à de meilleurs états de santé dans les premières années de la vie des nouveau-nés.

4.2 *La santé des mères et leurs comportements de travail*

4.2.1 *L'état de santé de la mère*

L'idée de la transmission intergénérationnelle des différents types de capital que possèdent les familles est largement exploitée par les économistes. Cette transmission comprend aussi le capital « génétique ». Case *et alii* (2002) examinent si le gradient est sensible au fait que les enfants vivent avec leurs parents biologiques ou avec des parents adoptifs. La réponse est non dans la mesure où l'on suppose que ces derniers ne « choisissent » pas un enfant selon son état de santé et sont par ailleurs similaires aux autres parents biologiques. Par ailleurs, l'influence des « gènes » peut prendre des formes plus subtiles et être néanmoins « égoïstes ». Certaines études ont trouvé un effet « Cendrillon », c'est-à-dire que dans les familles recomposées la présence d'une belle-mère a une influence négative sur les résultats des enfants par rapport à celle qu'exerce une mère biologique. Dans une série de travaux, Case, Lin et McLanahan (1999, 2001a, 2001b) et Case et Paxson (2001) examinent, à l'aide notamment de données longitudinales, le niveau d'éducation atteint par les enfants vivant soit avec leur mère biologique ou soit avec une belle-mère, ainsi que des comportements qui ont trait à la protection de la santé des enfants (visites médicales ou dentaires, tabagisme, port de la ceinture de sécurité). Elles obtiennent qu'une belle-mère se substitue imparfaitement à une mère biologique. Dans l'échantillon de l'ÉLDEQ, trop peu d'enfants ne vivent pas avec leur mère biologique pour examiner ce genre d'effet.

Par ailleurs, les liens entre la santé, le travail, le revenu des parents et la santé des enfants sont plus complexes et posent des problèmes d'identification et de causalité. D'une part, le(s) (ou un des deux) parents d'un enfant en moins bonne santé ou avec un problème de santé pourrait être porté à consacrer plus de temps à celui-ci, à ne pas travailler ou à réduire ses heures de travail avec une baisse corrélative du revenu familial (signalant une corrélation positive avec plus faible revenu et moins bon état de santé). D'autre part, la santé des parents peut être corrélée avec celles des enfants par l'intermédiaire de différents mécanismes tels que : la sensibilité à certaines maladies, la qualité moins élevée des soins prodigués par des parents qui ont des contraintes physiques ou mentales, les facteurs d'environnement non observés (pollution, contaminants, humidité, chauffage inadéquat).

38. La procédure de sélection de l'échantillon de l'ÉLDEQ (voir l'annexe devis) pourrait en partie expliquer certains des résultats liés aux états de santé à la naissance des enfants.

Dans la mesure où les parents ont une santé plus fragile ou souffrent de problèmes chroniques de santé qui limitent leurs activités sur le marché du travail, le revenu familial sera plus faible et les contraintes de ressources vont s'exercer autant sur les parents que sur les enfants. La littérature économique sur le SSE et la santé des adultes insiste fortement sur cette causalité inversée : l'effet de revenu se trouve contaminé par l'état de santé, ce qui peut s'interpréter comme une erreur de mesure du revenu familial.

Plus de 75 % des mères ont une excellente ou une très bonne santé; cette proportion est moins élevée au cycle 5, soit 71 % (voir tableau A1). Les mères qui rapportent avoir un bon, moins bon ou un mauvais état de santé travaillent proportionnellement moins à l'enquête que les mères avec une meilleure santé, sauf au cycle 3 où la proportion est égale (ces informations ne sont pas présentées). La première partie du tableau 7 présente les résultats d'une spécification (celle du tableau 2, variables de contrôle 3) qui inclut en plus un variable dichotomique pour l'état de santé de la mère (excellente ou très bonne versus moins que très bonne). Ils indiquent qu'une mère en excellente ou très bonne santé entraîne de meilleurs états de santé pour son enfant. L'effet santé de la mère est important : au cycle 1, la probabilité qu'un enfant soit dans l'état excellente santé (la probabilité prédite est de 77,6 %) augmente de 22 % si la mère est dans les deux catégories supérieures de l'indice de santé; l'effet sur la dernière catégorie (enfant en bonne santé ou état inférieur – avec une probabilité prédite est de 6,4 %) est d'environ 100 %, c'est-à-dire que la probabilité serait réduite de moitié³⁹. Cet effet santé de la mère joue pour tous les cycles et les deux mesures de revenu, sauf au cycle 3 où il n'est pas significatif⁴⁰. La prise en compte de la santé de la mère réduit les coefficients du revenu (notamment dans la spécification avec les catégories de revenu et pour les catégories supérieures), sauf au cycle 3 où ils demeurent les mêmes. Les résultats suggèrent que la santé de la mère capte en partie le revenu permanent de la famille et son niveau d'éducation (la corrélation entre bonne santé et niveau élevé de diplôme est positive et croissante, et elle est négative entre moins bonne santé et niveau moins élevé du diplôme).

39. D'une façon alternative, l'effet marginal de la santé de la mère sur la probabilité qu'un enfant soit dans l'état moins bonne santé est d'environ 10 %, soit un effet 4 fois supérieur à celui du revenu (l'estimation des effets marginaux n'est pas présentée).

40. Nous n'avons pas d'explication pour ce résultat. Au cycle 3, les mères avec un moins bon état de santé travaillent autant que celles avec une très bonne santé (le pourcentage est de 63 %), alors que pour l'année précédente ou la suivante les pourcentages sont beaucoup plus faibles (différence respective de 13 % et 11 %), alors que les proportions de ces mères qui travaillent sont plus faibles (51 % et 56 %).

TABLEAU 7

GRADIENTS DE L'INDICE DE LA SANTÉ DES ENFANTS ET DU REVENU FAMILIAL COURANT
SELON LA SANTÉ ET PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL DE LA MÈRE, ÉLDEQ, CYCLES 1-5¹

Probit ordonné de l'indice de la santé (1 = excellente, 2 = très bonne, 3 = bonne, 4 = passable ou mauvaise)						
Âge moyen en mois	5	17	28	41	50	5-50
Santé de la mère excellente (= 1) ou très bonne (= 2) / bonne (= 3) ou passable (= 4) ou mauvaise (= 5)						
Nombre observations	2 079	2 017	1 950	1 903	1 906	9 855
Ln revenu familial	-0,100 (0,057) ³	-0,080 (0,054)	-0,134 (0,053) ²	-0,082 (0,057)	-0,088 (0,055)	-0,110 (0,036) ¹
Santé 1 + 2/3 + 4 + 5	-0,533 (0,074) ¹	-0,503 (0,068) ¹	0,073 (0,070)	-0,482 (0,070) ¹	-0,573 (0,066) ¹	-0,409 (0,035) ¹
20 000 \$-30 000 \$	-0,121 (0,119)	-0,118 (0,113)	0,048 (0,128)	0,136 (0,149)	-0,113 (0,152)	-0,055 (0,072)
30 000 \$-40 000 \$	-0,120 (0,110)	-0,111 (0,110)	-0,011 (0,117)	0,089 (0,137)	0,037 (0,148)	-0,049 (0,069)
40 000 \$-50 000 \$	-0,048 (0,117)	-0,014 (0,112)	-0,031 (0,126)	-0,028 (0,143)	-0,149 (0,142)	-0,088 (0,074)
50 000 \$-60 000 \$	-0,190 (0,133)	0,040 (0,118)	-0,166 (0,132)	-0,106 (0,137)	-0,165 (0,138)	-0,114 (0,075)
60 000 \$-80 000 \$	-0,257 (0,132) ²	-0,213 (0,116) ³	-0,169 (0,121)	-0,051 (0,132)	-0,109(0,133)	-0,188 (0,075) ²
> 80 000 \$	-0,178 (0,143)	-0,206 (0,127)	-0,217 (0,128) ³	-0,081 (0,142)	-0,180 (0,134)	-0,204 (0,082) ²
Santé 1 + 2/3 + 4 + 5	-0,532 (0,074) ¹	-0,506 (0,068) ¹	0,076 (0,070)	-0,491 (0,071) ¹	-0,579 (0,066) ¹	-0,412 (0,035) ¹

TABLEAU 7 (suite)

Mère travaille au moment de l'enquête						
Nombre observations	2 048	2 017	1 958	1 902	1 906	9 831
Ln revenu familial	-0,143 (0,058) ²	-0,141 (0,057) ²	-0,166 (0,055) ¹	-0,164 (0,059) ¹	-0,172 (0,056) ¹	-0,158 (0,037) ¹
Mère travaille (non)	-0,119 (0,085)	0,065 (0,067)	0,159 (0,068) ²	0,135 (0,069) ³	0,177 (0,070) ²	0,109 (0,037) ¹
20 000 \$-30 000 \$	-0,172 (0,120)	-0,165 (0,115)	0,018 (0,130)	0,057 (0,148)	-0,181 (0,154)	-0,106 (0,073)
30 000 \$-40 000 \$	-0,184 (0,109) ³	-0,171 (0,113)	-0,050 (0,118)	-0,000 (0,137)	-0,044 (0,152)	-0,107 (0,070)
40 000 \$-50 000 \$	-0,128 (0,120)	-0,119 (0,117)	-0,090 (0,128)	-0,160 (0,144)	-0,231 (0,147)	-0,164 (0,077) ²
50 000 \$-60 000 \$	0,282 (0,132) ²	-0,047 (0,122)	-0,210 (0,135)	-0,255 (0,141) ³	-0,147 (0,143)	-0,200 (0,077) ¹
60 000 \$-80 000 \$	-0,346 (0,130) ¹	-0,316 (0,121) ¹	-0,224 (0,125) ³	-0,186 (0,136)	-0,250 (0,140) ³	-0,272 (0,077) ¹
> 80 000 \$	-0,273 (0,142) ³	-0,328 (0,132) ²	-0,284 (0,132) ²	-0,267 (0,145) ³	-0,346 (0,140) ²	-0,312 (0,085) ¹
Mère travaille (non)	-0,117 (0,086)	0,056 (0,082)	0,150 (0,069) ²	0,130 (0,065) ³	0,171 (0,072) ²	0,105 (0,037) ¹

TABLEAU 7 (suite)

Mère travaille à temps plein ou à temps partiel						
Nombre observations	2 060	2 016	1 957	1 902		7 935
Ln revenu familial	-0,114 (0,063) ³	-0,144 (0,057) ²	-0,168 (0,055) ¹	-0,159 (0,060) ¹		-0,150 (0,040) ¹
Temps plein (non)	-0,130 (0,086)	0,072 (0,076)	0,191 (0,080) ²	0,120 (0,083)		0,057 (0,049)
Temps partiel (non)	-0,056 (0,097)	-0,002 (0,089)	0,145 (0,094)	0,120 (0,098)		0,044 (0,056)
20 000 \$-30 000 \$	-0,127 (0,122)	-0,165 (0,115)	0,011 (0,130)	0,061 (0,148)		-0,068 (0,075)
30 000 \$-40 000 \$	-0,128 (0,113)	-0,168 (0,117)	-0,063 (0,118)	0,012 (0,137)	n.d.	-0,107 (0,072)
40 000 \$-50 000 \$	-0,057 (0,125)	-0,120 (0,118)	-0,100 (0,128)	-0,153 (0,144)	n.d.	-0,125 (0,081)
50 000 \$-60 000 \$	-0,197 (0,137)	-0,046 (0,123)	-0,214 (0,135)	-0,247 (0,141) ³		-0,186 (0,084) ²
60 000 \$-80 000 \$	-0,276 (0,138) ²	-0,318 (0,123) ¹	-0,230 (0,156) ³	-0,174 (0,136)		-0,259 (0,082) ¹
> 80 000 \$	-0,216 (0,151)	-0,335 (0,133) ²	-0,291 (0,134) ²	-0,251 (0,146) ³		-0,289 (0,091) ¹
Temps plein (non)	-0,132 (0,085)	0,062 (0,077)	0,177 (0,081) ²	0,115 (0,083)		0,048 (0,049)
Temps partiel (non)	-0,059 (0,096)	-0,014 (0,089)	0,134 (0,083)	0,126 (0,099)		0,037 (0,056)

NOTE : 1. Les variables de contrôle sont les mêmes qu'au tableau 2 (variables de contrôle 3). Les écarts-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Seuils de confiance : 1 = 1 pourcent; 2 = 5 pourcent; 3 = 10 pourcent. Dans l'échantillon total les écarts-types sont ajustés pour tenir compte de la répétition des observations (« *clustering* »).

4.2.2 *Le travail des mères*

Abstraction faite des travaux qui portent sur la relations travail et santé chez les adultes ou sur celle entre les choix de travail des parents qui ont un enfant malade ou en mauvaise santé, il existe peu de recherches publiées qui ont examiné spécifiquement si la participation des mères au marché du travail et ses modalités ont des conséquences sur la santé des enfants⁴¹. La mise en place d'enquêtes qui suivent les enfants a bien sûr généré beaucoup d'études qui analysent une large diversité d'indicateurs de développement des enfants dans la perspective des modalités de travail de la mère et, notamment les effets de la garde non parentale⁴². Certains travaux portent sur des aspects plus secondaires comme l'incidence plus élevée « d'accidents » découlant du fait que les jeunes enfants sont en services de garde (Currie et Holtz, 2001) ou que les « mauvais traitements » sont plus souvent associés au chômage des parents, à la pauvreté et au stress qui les accompagnent (Paxson et Waldfogel, 2002).

Le choix des mères de travailler implique le plus souvent que les jeunes enfants sont dans des services de garde une grande partie de la journée. La participation au marché du travail des mères augmente le revenu familial, ce qui permet entre autres des dépenses susceptibles d'améliorer le bien-être de l'enfant et de payer des services de garde de qualité et appropriés à l'âge de l'enfant⁴³. En contrepartie, le travail marchand signifie moins de temps (et d'énergie) qui peut être consacré à la supervision fine des enfants et de leurs états. *A priori*, les effets du travail maternel sur la santé des enfants (abstraction faite des enfants malades) sont ambigus. Par ailleurs, les facteurs non observables qui peuvent être corrélés autant avec le travail maternel que les résultats des enfants soulèvent des problèmes bien connus et difficiles. Notre point de vue concernant l'effet du travail des mères sur la santé sera plutôt agnostique.

Les mères des enfants de l'ÉLDEQ ont très peu travaillé lorsque leur enfant était un nouveau-né (cycle 1, à 5 mois)⁴⁴. La participation au marché du travail au moment de l'enquête devient importante lorsque le nouveau-né est âgé en moyenne de 1½ ans (voir tableau A1) et progresse ensuite lentement (de 59 % en 1999 à 64 % en 2002). Les 2 dernières parties du tableau 7 présentent les résultats de probits ordonnés qui tiennent compte du statut de travail des mères : une variable dichotomique contrôle la participation au marché du travail à l'enquête (oui / non) (tableau 7, partie intermédiaire); deux variables dichotomiques contrôlent les modalités de travail au cours des 12 derniers mois (temps plein et temps partiel / n'a pas travaillé) (tableau 7, dernière partie). L'effet du travail maternel, indépen-

41. Blau *et alii* (1996), sur la base de données longitudinales philippines, ne trouvent pas d'effet, une fois pris en compte le caractère endogène de l'offre de travail.

42. Voir, par exemple, pour une revue de la littérature longitudinale, Waldfogel (2002).

43. En outre, comme l'indique la littérature sur les négociations intrafamiliales, la mère a alors plus d'influence sur la structure des dépenses familiales (voir Lefebvre, 2005).

44. Il est difficile d'établir les choix de travail des mères avant leur maternité. Au cycle 1, 56 % des mères déclarait avoir travaillé au cours des 12 mois qui précédaient l'enquête.

damment des modalités, est significatif aux cycles 3, 4 et 5 et pour l'échantillon des 5-50 mois, et il va dans le sens contraire des effets de revenus (évidemment, les coefficients de ces derniers diminuent par rapport à ceux obtenus sans tenir compte de l'activité féminine)⁴⁵. Néanmoins, l'effet de ressources prédomine sur l'effet négatif associé à l'activité maternelle⁴⁶. Les effets des modalités du travail des mères (temps plein, temps partiel) sont plutôt ambigus par rapport aux précédents et généralement non significatifs, sauf au cycle 3 pour le travail à temps plein, qui a un effet défavorable sur la santé des enfants.

4.3 Les comportements prudents : tabagisme et allaitement

La littérature suggère que la préservation d'un très bon état de santé, pour tous les niveaux de revenu, dépend des comportements prudents des individus et, pour les enfants, de ceux des parents : supervision à la maison pour éviter les comportements à risque pour la santé, routines de sommeil et d'alimentation, visites médicales régulières, *etc.* Nous n'avons pas examiné l'effet potentiel des comportements parentaux qui peuvent être dégagés de toutes les informations recueillies à cet égard. Deux comportements seulement, le tabagisme et l'allaitement maternel ont été retenus.

Le tabagisme familial occupe une place à part dans la littérature. Certains constats attribuent environ 20 % des naissances de petit poids au tabagisme de la mère alors que le risque du syndrome de mort subite chez un nouveau-né pourrait être trois fois plus élevé si la mère fume (Li *et alii*, 1993; DiFranza et Lew, 1995). L'effet du tabagisme maternel ne se limite pas à la période périnatale. L'Académie américaine des pédiatres considère la fumée environnementale comme un facteur majeur de risque de maladie respiratoire et d'asthme chez les enfants. L'ÉLDEQ fournit plusieurs types d'information sur le tabagisme : tabagisme de la mère aux différents stades de la grossesse (et nombre de cigarettes)⁴⁷, tabagisme de la mère à l'enquête (et nombre de cigarettes), tabagisme d'un parent ou des deux parents ou d'une autre personne dans la famille. Les fréquences de ces comportements de tabagisme sont comme l'indique le tableau A1 relativement faibles. Les résultats d'estimation de probits ordonnés pour identifier les effets potentiels du tabagisme ont été décevants : il n'y a aucun effet significatif associé à ces variables sur les états de santé des enfants, y compris le tabagisme durant la grossesse.

45. Précisons que chez les familles ayant un revenu inférieur à 40 000 \$, la majorité des mères ne travaillent pas. Dans les autres catégories supérieures de revenu familial, après le cycle 1, la majorité des mères travaillent.

46. Pour la probabilité de l'indice de santé excellente, l'effet marginal du travail maternel sur celui-ci est de -6 % et celui du revenu est de 9 %.

47. L'ÉLDEQ a aussi recueilli d'autres informations sur les conditions de la grossesse : consommation (excessive) d'alcool, de médicaments (prescrits ou non) ou de substances illégales ou dangereuses (cocaïne, héroïne, colle, amphétamines, *etc.*) et leur fréquence. Très peu de mères révèlent des comportements de consommation abusive ou dangereuse de sorte qu'il est délicat de les prendre en considération.

L'allaitement maternel est considéré comme un facteur de protection de la santé en plus d'avoir d'autres effets positifs pour l'enfant à court et à moyen terme ainsi que pour la qualité des relations enfant mère. Les variables dichotomiques construites indiquent si les mères ont nourri leur enfant au sein sur une longue période (nourrissait encore au cycle 1), l'ont fait en partie (en moyenne 8 semaines) ou non. Environ 34 % des nouveau-nés étaient allaités au moment de l'enquête au cycle 1, 38 % l'ont été sur une plus courte période et, le reste, 28 % n'ont pas été nourris au sein (tableau A1). Une seule variable continue est construite pour l'allaitement maternel qui prend les valeurs respectives de 2 et 1 et 0 selon la durée et le non-allaitement. Il ressort des résultats (voir la dernière partie du tableau 6) que l'allaitement maternel a un effet général positif sur les états de santé des enfants dans le temps.

5. QUEL EST LE VRAI GRADIENT SANTÉ / REVENU CHEZ LES ENFANTS DE L'ÉLDEQ?

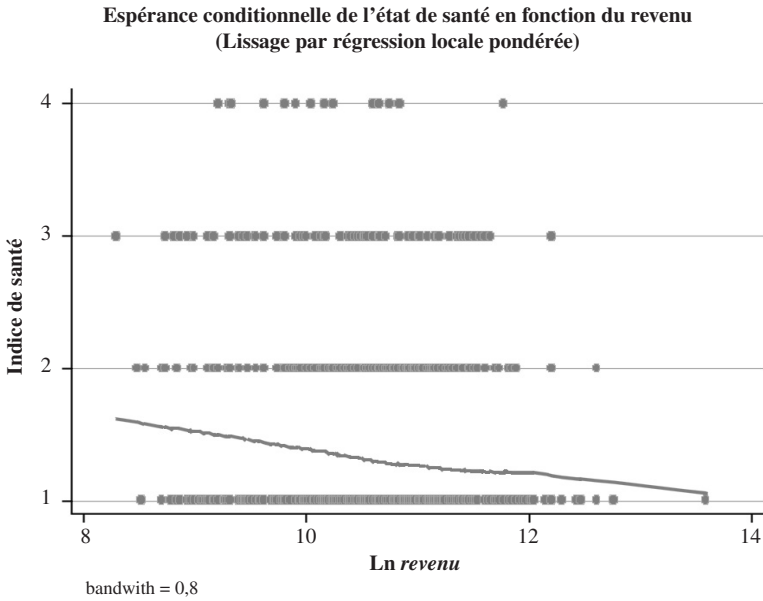
La diversité des résultats obtenus des modèles estimés indique que, outre le revenu familial en soi, plusieurs facteurs sont en cause dans la détermination des états de santé des enfants dans le temps. Les résultats ne donnent pas une image synthétique du gradient. Les graphiques 3 (a) à (f) visent à donner un portrait plus simple mais en plusieurs images. Chacune présente la relation entre les indices de santé et le (logarithme) du revenu familial lorsqu'elle est estimée simplement par une régression locale pondérée (qui lisse les observations du couple indices de santé et revenu familial sans imposer de forme fonctionnelle particulière) et sans variable de contrôle. Les estimations sont faites par échantillon (les cycles 1 à 5 séparément et tous les enfants de 5 mois à 50 mois) lorsqu'on retient 4 indices de santé (le 4^e incluant le dernier). Il ressort que la pente des gradients est faible. Dans le temps, la pente du gradient estimé se réduit et se caractérise par des zones de plateau étagé, notamment au cycle 5 pour les revenus les plus faibles et les plus élevés. Ces estimations ne tiennent pas compte des autres facteurs pouvant influencer le gradient.

Le tableau 8 présente les résultats d'une dernière spécification avec plus de variables de contrôle : aux variables de contrôle du tableau 2 (variables de contrôle 3) s'ajoutent le poids à la naissance du bébé et une variable pour l'allaitement maternel de longue ou de courte durée (valeurs respectives de 2 et 1 et 0 pour le non-allaitement) et la santé de la mère (santé excellente ou très bonne). La première partie du tableau 8 rappelle les résultats du tableau 2 et la deuxième partie présente les effets de revenu selon un probit ordonné avec toutes les variables ainsi que les statistiques des estimations et les probabilités estimées des quatre états de santé. Pour trois des cinq cycles (2, 4 et 5) la variable de revenu n'est plus significative. Les coefficients du revenu pour les années où la variable est significative diminuent (pour l'échantillon des 5-50 mois, la baisse est de 20 % par rapport au coefficient du revenu obtenu sous la spécification avec moins de variables explicatives). Les coefficients du revenu exprimé en classe deviennent presque tous non significatifs, seuls les deux catégories supérieures du revenu familial gardent un certain pouvoir explicatif (aux cycles 1 et 2 et pour l'ensemble de l'échantillon).

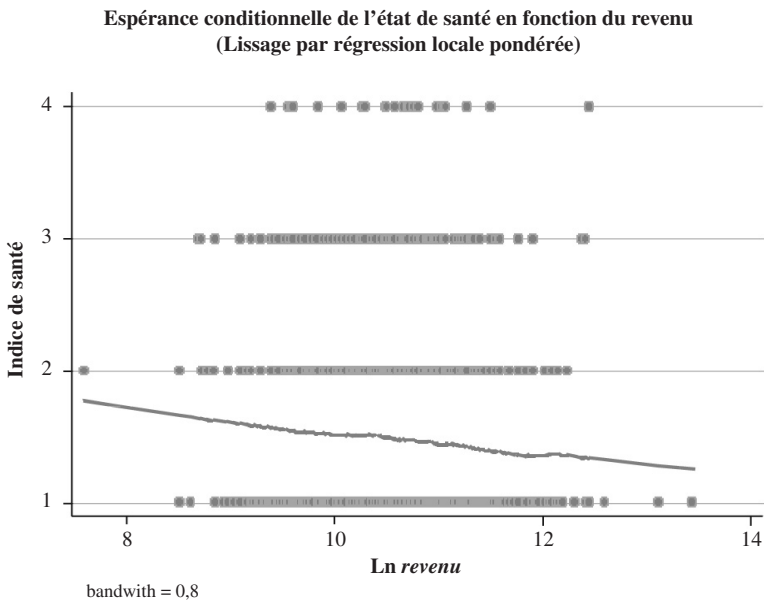
GRAPHIQUE 3

ESPÉRANCE CONDITIONNELLE DE L'ÉTAT DE SANTÉ EN FONCTION DU REVENU SELON LE CYCLE

(a) Cycle 1



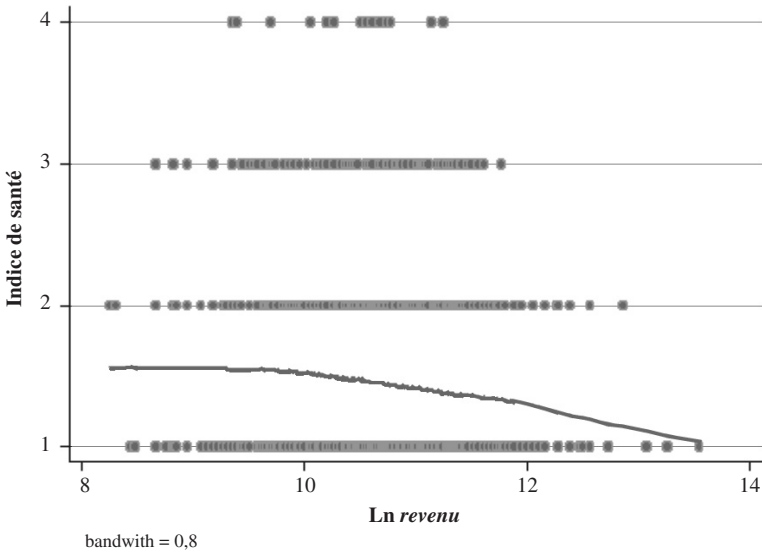
(b) Cycle 2



GRAPHIQUE 3 (suite)

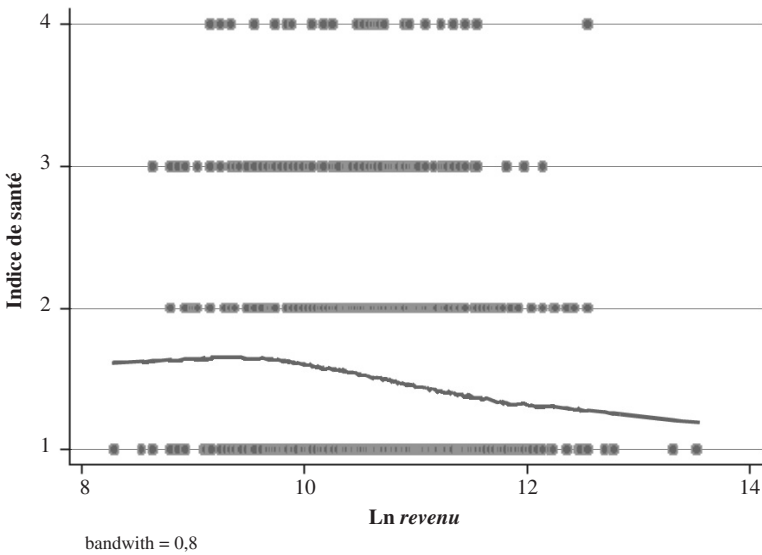
(c) Cycle 3

Espérance conditionnelle de l'état de santé en fonction du revenu
(Lissage par régression locale pondérée)



(d) Cycle 4

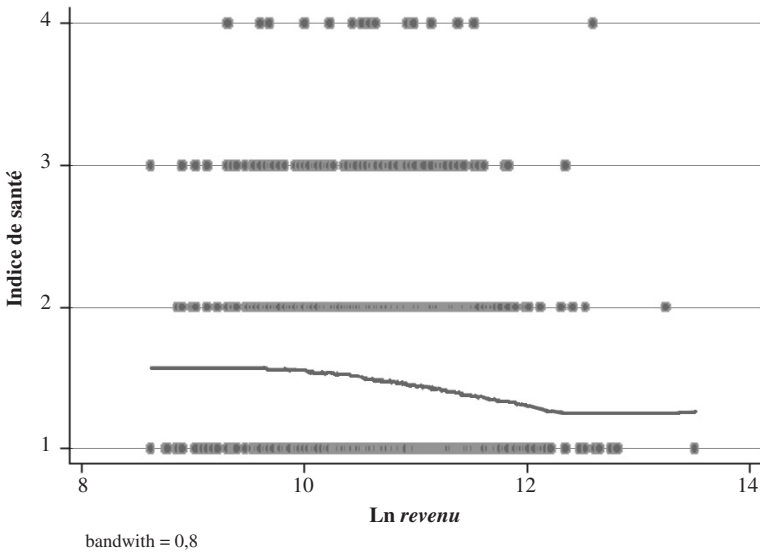
Espérance conditionnelle de l'état de santé en fonction du revenu
(Lissage par régression locale pondérée)



GRAPHIQUE 3 (suite)

(e) Cycle 5

Espérance conditionnelle de l'état de santé en fonction du revenu
(Lissage par régression locale pondérée)



(f) Échantillon des 5-50 mois

Espérance conditionnelle de l'état de santé en fonction du revenu
(Lissage par régression locale pondérée)

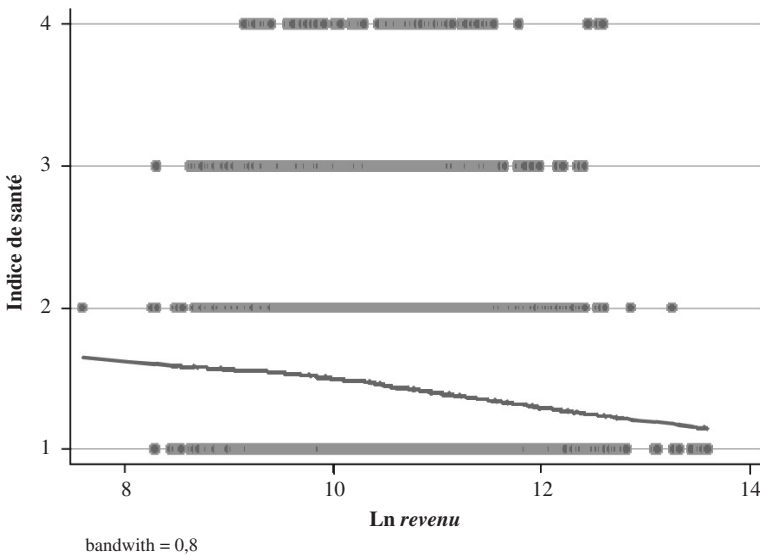


TABLEAU 8

GRADIENTS DE L'INDICE DE LA SANTÉ DES ENFANTS ET DU REVENU FAMILIAL
AVEC VARIABLES DE CONTRÔLE DE BASE ET ÉLARGIES, ÉLDEQ, CYCLES 1-5¹

Probit ordonné de l'indice de la santé (1 = excellente, 2 = très bonne, 3 = bonne, 4 = passable ou mauvaise)						
Âge moyen en mois	5	17	28	41	50	5-50
VARIABLES 3 (tableau 2) : garçon, âge en mois, fratrie et âge, diplôme d'études et statut d'immigration de la mère, et années pour l'échantillon total						
Nombre observations	2 079	2 017	1 958	1 903	1 906	9 863
Ln revenu familial	-0,152 (0,058) ¹	-0,125 (0,055) ²	-0,132 (0,053) ²	-0,139 (0,057) ²	-0,144 (0,055) ¹	-0,141 (0,037) ¹
20 000 \$-30 000 \$	-0,184 (0,119)	-0,153 (0,114)	0,052 (0,128)	0,081 (0,147)	-0,144 (0,153)	-0,086 (0,072)
30 000 \$-40 000 \$	-0,183 (0,109) ³	-0,154 (0,111)	-0,009 (0,117)	0,036 (0,136)	-0,001 (0,149)	-0,083 (0,070)
40 000 \$-50 000 \$	-0,132 (0,119)	-0,096 (0,114)	-0,037 (0,126)	-0,119 (0,142)	-0,182 (0,143)	-0,133 (0,076) ³
50 000 \$-60 000 \$	-0,282 (0,131) ²	-0,022 (0,120)	-0,148 (0,132)	-0,205 (0,137)	-0,092 (0,140)	-0,166 (0,076) ²
60 000 \$-80 000 \$	-0,367 (0,130) ¹	-0,289 (0,118) ²	-0,164 (0,122)	-0,135 (0,133)	-0,186 (0,134)	-0,239 (0,076) ²
> 80 000 \$	-0,298 (0,142) ²	-0,299 (0,129) ²	-0,211 (0,128) ³	-0,211 (0,142)	-0,281 (0,135) ²	-0,276 (0,084) ¹

TABLEAU 8 (suite)

VARIABLES ÉLARGIES : garçon, âge en mois, fratrie, poids à la naissance < 2,5 kilos; âge, diplôme d'études, statut d'immigration et santé excellente ou très bonne de la mère, allaitement maternel de longue ou courte durée; et années pour l'échantillon total

Observations : variables 3	2 079	2 017	1 950	1 903	1 905	9 854
Ln revenu familial	-0,096 (0,058) ³	-0,078 (0,054)	-0,131 (0,054) ²	-0,079 (0,057)	-0,083 (0,055)	-0,106 (0,037) ¹
Wald chi2	121	97	36	85	97	309
Prob. > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R ²	0,0469	0,0308	0,0116	0,0320	0,0338	0,0293
Prob. santé = 1	0,76	0,63	0,64	0,62	0,62	0,66
Prob. santé = 2	0,16	0,26	0,26	0,27	0,29	0,25
Prob. santé = 3	0,07	0,10	0,09	0,09	0,08	0,08
Prob. santé = 4 et 5	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01

TABLEAU 8 (suite)

Observations : variables 3	2 079	2 017	1 950	1 903	1 905	9 854
20 000 \$-30 000 \$	-,130 (,120)	-,119 (,114)	,046 (,129)	,133 (,150)	-,101 (,153)	-,054 (,072)
30 000 \$-40 000 \$	-,116 (,110)	-,111 (,110)	-,015 (,117)	,085 (,137)	,037 (,148)	-,049 (,069)
40 000 \$-50 000 \$	-,047 (,116)	-,019 (,113)	-,032 (,127)	-,030 (,143)	-,150 (,142)	-,089 (,075)
50 000 \$-60 000 \$	-,193 (,133)	,038 (,119)	-,176 (,133)	-,105 (,137)	-,009 (,139)	-,114 (,076)
60 000 \$-80 000 \$	-,252 (,132) ³	-,209 (,117) ³	-,166 (,123)	-,049 (,132)	-,100 (,133)	-,182 (,076) ²
> 80 000 \$	-,170 (,144)	-,201 (,127)	-,210 (,129)	-,075 (,142)	-,167 (,136)	-,196 (,083) ²
Wald chi2	122	104	37	92	100	312
Prob. > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R ²	0,0478	0,0327	0,0118	0,0329	0,0347	0,0291
Prob. santé = 1	0,76	0,63	0,65	0,62	0,62	0,66
Prob. santé = 2	0,16	0,26	0,26	0,27	0,29	0,25
Prob. santé = 3	0,07	0,10	0,09	0,09	0,08	0,08
Prob. santé = 4 et 5	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01

NOTE : Les écarts-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Seuils de confiance : 1 = 1 pourcent; 2 = 5 pourcent; 3 = 10 pourcent. Dans l'échantillon total les écarts-types sont ajustés pour tenir compte de la répétition des observations (« clustering »).

Les graphiques 4 (a) à (f) présentent une estimation polynomiale par MCO (les degrés du « meilleur » polynôme estimé sont entre parenthèses) du gradient santé / revenu (sur la base de 5 indices de santé) par cycle, d'une part avec comme seules variables de contrôle le sexe et l'âge de l'enfant en mois et, d'autre part, avec l'ensemble de variables de contrôle (voir le tableau 8). Le gradient estimé avec les seules variables âge et sexe de l'enfant prend la forme d'un U inversé et aplatie lorsque les nouveau-nés vieillissent. Le gradient estimé, avec toutes les variables de contrôle mentionnées plus haut, prend aussi la forme d'un U inversé qui devient alors plus étiré et faible.

CONCLUSION

Du point de vue de l'analyse des trajectoires de santé des enfants, l'ÉLDEQ par son suivi annuel d'une assez large cohorte de nouveau-nés et par la large diversité des informations recueillies sur ces derniers et leur famille, offre une assise statistique permettant de mettre en lumière les séquences successives d'états de vie spécifiques. L'identification des circonstances tant des trajectoires de vie qui se déroulent « bien » que « moins bien » deviennent le défi des analystes des données. Deux réserves s'imposent avant de tirer quelques conclusions.

En premier lieu, l'analyse de la santé des enfants repose sur un indice subjectif, la perception par la PCM de celle-ci et des problèmes de santé qui peuvent affliger l'enfant. Les deux mesures de la santé perçue de l'enfant par la PCM donnent des images différentes mais des résultats relativement similaires concernant la relation santé / revenu. Les prochains cycles de l'enquête, lorsque les enfants seront à l'école (au cycle 7 en 2004, ils auront environ 6 ans et auront terminé leur maternelle) diront si ces mesures s'avèrent robustes et mériteront d'être complétées par d'autres indicateurs⁴⁸.

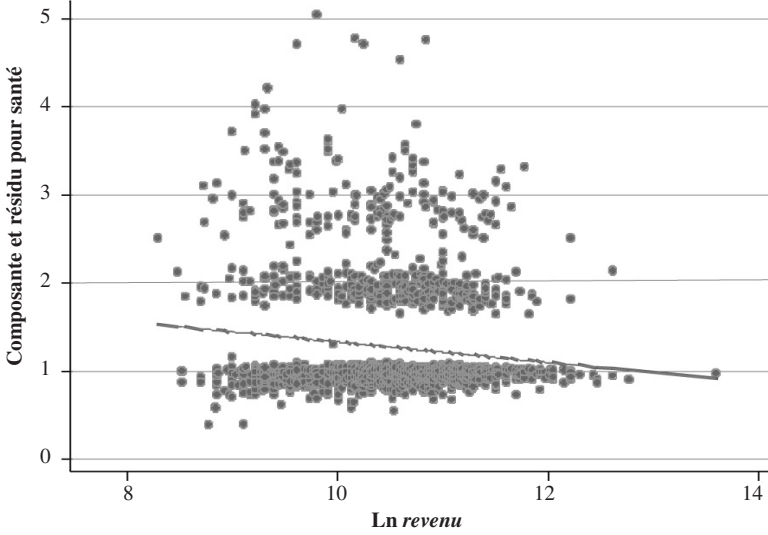
48. Des estimations préliminaires faites pour les trois premiers cycles sur la base de la distribution par quartile du poids en kilos et de la taille des enfants par sexe n'ont pas révélé d'inégalités significatives entre les enfants.

GRAPHIQUE 4

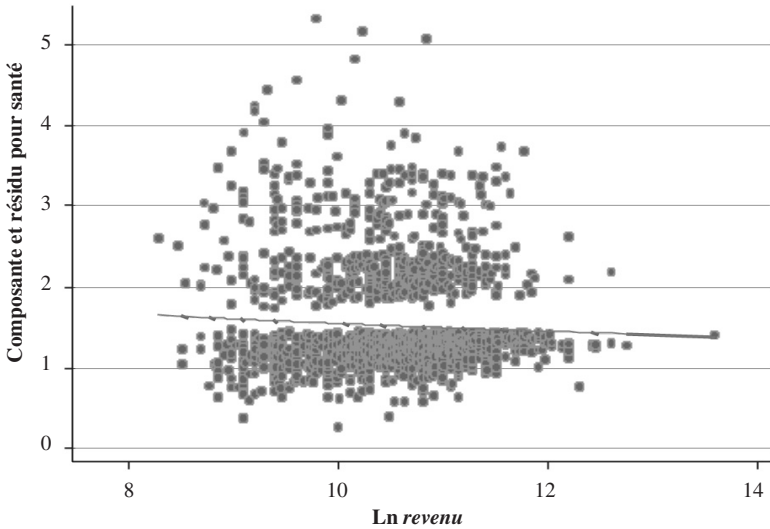
ESTIMATION POLYNOMIALE DU GRADIENT SANTÉ / REVENU SELON LE CYCLE

(a) Cycle 1

Estimation polynomiale (3, 3) ajustée pour le sexe et l'âge de l'enfant



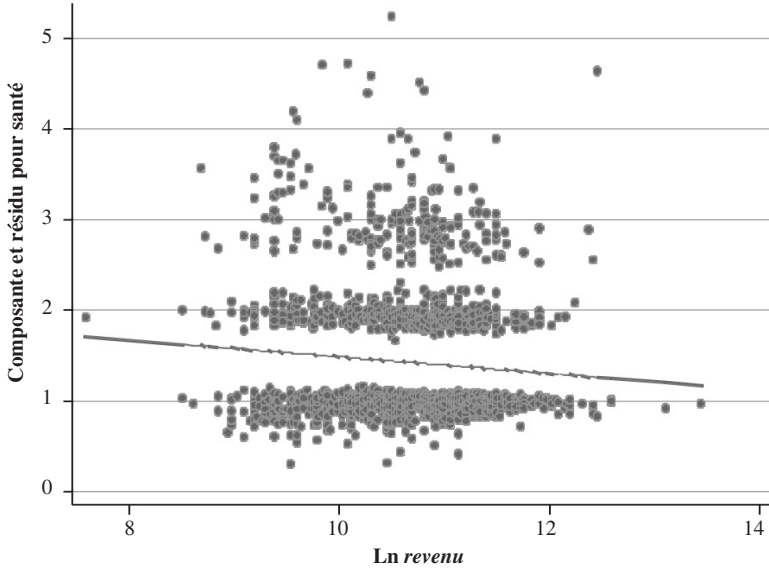
Estimation polynomiale (0, 0,5) ajustée pour les variables explicatives



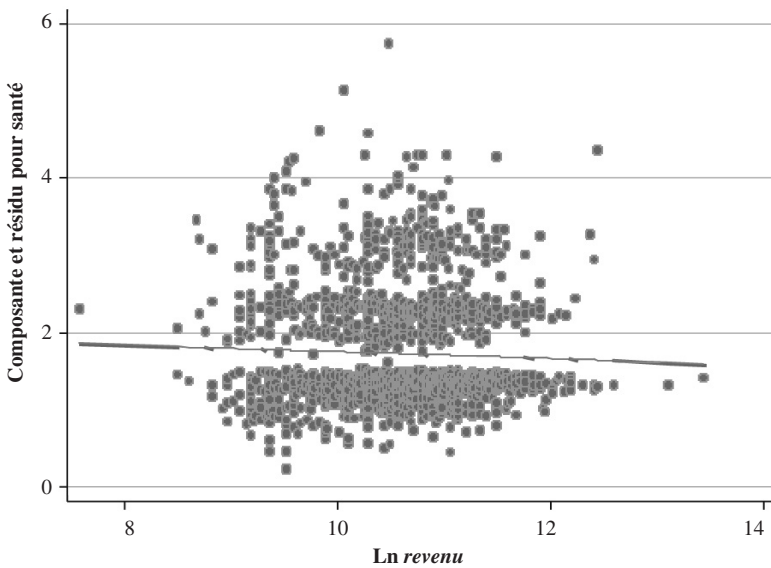
GRAPHIQUE 4 (suite)

(b) Cycle 2

Estimation polynomiale (3, 3) ajustée pour le sexe et l'âge de l'enfant



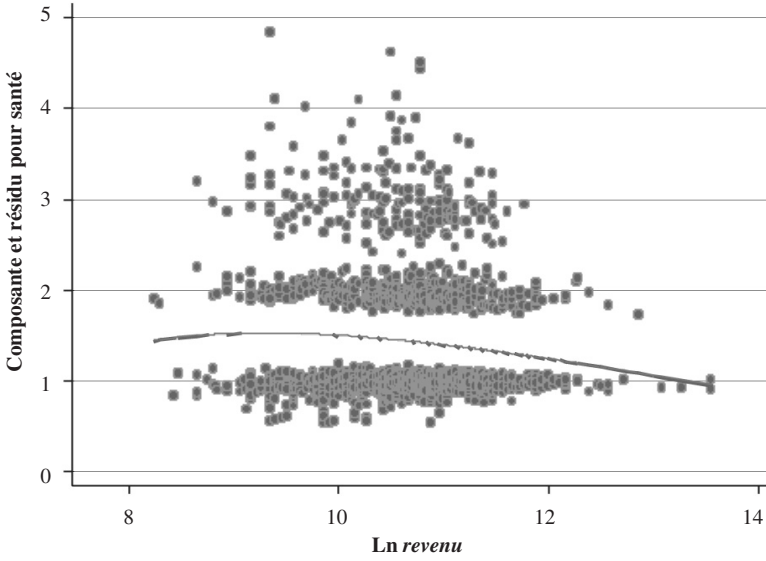
Estimation polynomiale (-2, 3) ajustée pour les variables explicatives



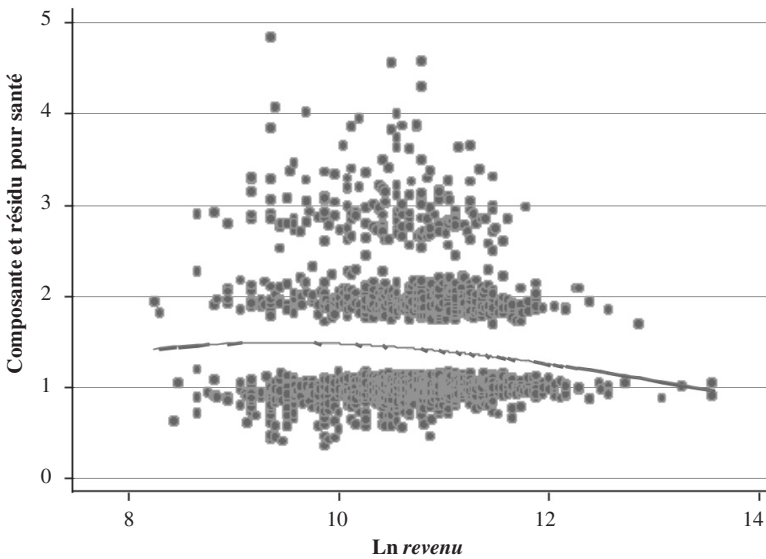
GRAPHIQUE 4 (suite)

(c) Cycle 3

Estimation polynomiale (-1, -1) ajustée pour le sexe et l'âge de l'enfant



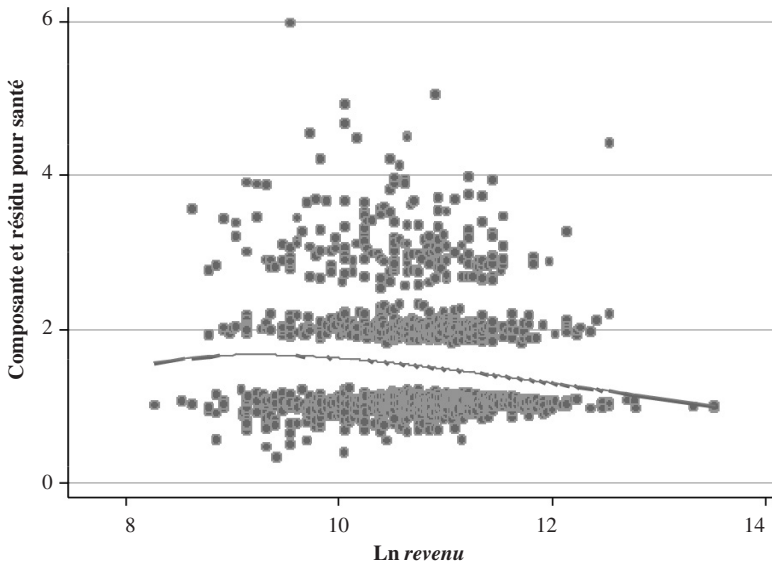
Estimation polynomiale (0, 0) ajustée pour les variables explicatives



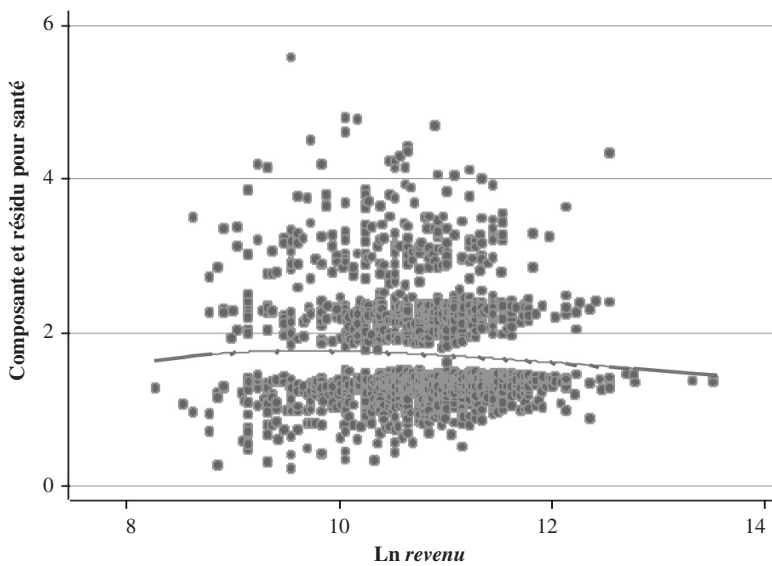
GRAPHIQUE 4 (suite)

(d) Cycle 4

Estimation polynomiale (-2 -2) ajustée pour le sexe et l'âge de l'enfant



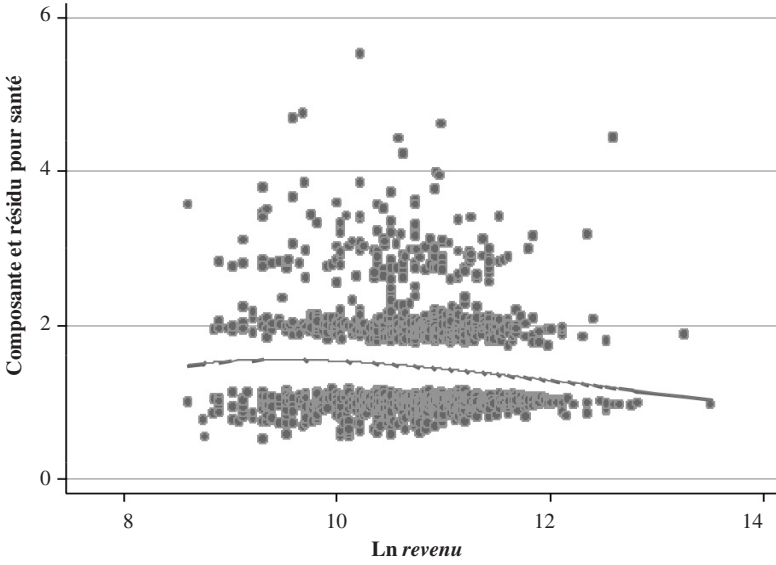
Estimation polynomiale (-2, -2) ajustée pour les variables explicatives



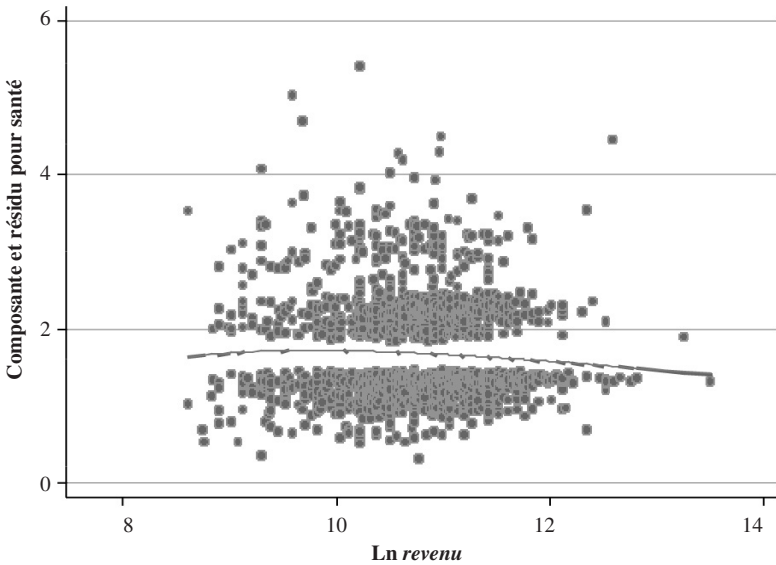
GRAPHIQUE 4 (suite)

(e) Cycle 5

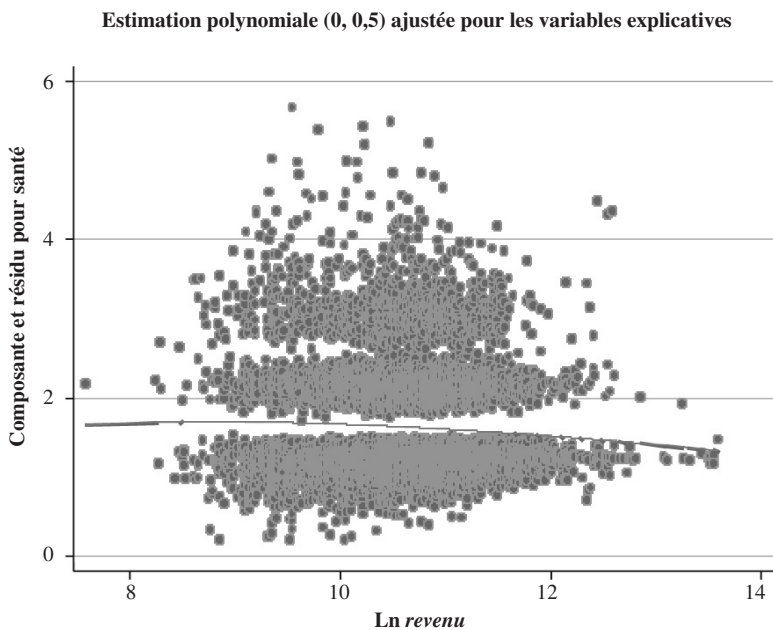
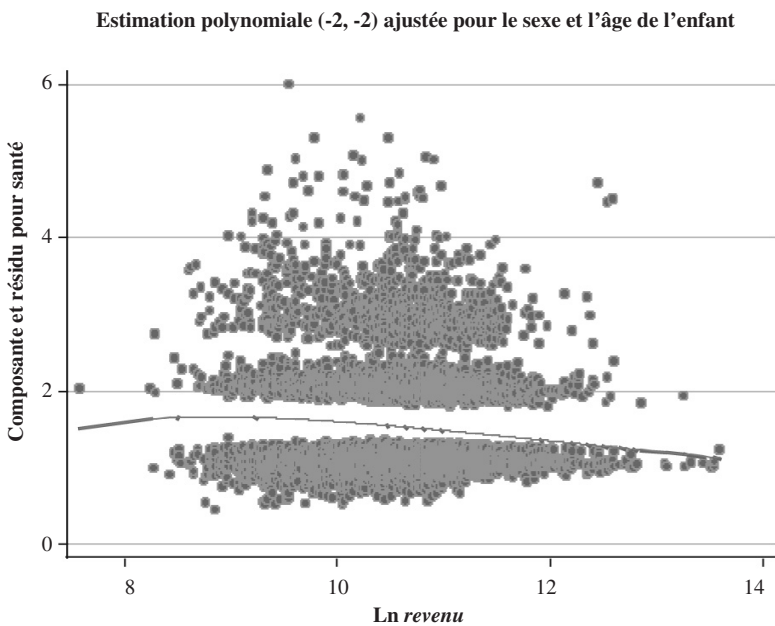
Estimation polynomiale (-2, -2) ajustée pour le sexe et l'âge de l'enfant



Estimation polynomiale (-2, -2) ajustée pour les variables explicatives



GRAPHIQUE 4 (suite)
(f) Ensemble des 5-50 mois



En deuxième lieu, l'ÉLDEQ recueille peu d'informations sur la situation économique des familles et celles-ci semblent se caractériser par des erreurs de mesure non négligeables et certaines anomalies^{49,50}. À cet égard, et au fil du temps, le « revenu permanent » des familles donnera un meilleur indicateur des ressources matérielles dont disposent les familles.

Un premier constat qui se dégage naturellement de cette analyse des 5 premiers cycles de l'ÉLDEQ est que les enfants nés à la fin des années 1990 sont en très bonne santé et le demeurent 4 années après leur naissance. Deuxième constat, les enfants vivent dans un milieu familial favorable à leur développement : mères relativement scolarisées (60 % ont fait des études postsecondaires et détiennent un tel diplôme) qui très majoritairement sont en très bonne santé; une fratrie qui n'impose pas des contraintes parentales de temps importantes; un revenu familial médian chez les familles biparentales élevé (60 000 \$). La seule ombre au tableau serait le nombre important et croissant d'enfants vivant avec un parent seul (14,2 % en 2002 contre 9,3 % en 1998), un mode de vie qui comporte des contraintes importantes pour l'organisation de la vie familiale et des tâches parentales. Troisième constat, le niveau des ressources matérielles exerce une influence certaine sur les états de santé, bien qu'il soit difficile de la départager avec les autres facteurs concomitants, notamment dans le cadre des analyses de forme réduite adoptées ici. Quatrième constat, les problèmes de santé chroniques touchent un nombre important d'enfants et ils semblent influencer leurs états de santé. L'analyse n'a pas exploré l'idée que leur dynamique dépend du SSE. Dernier constat, qui montre l'intérêt des données longitudinales : les états de santé des enfants ne sont pas fixes dans le temps et les inégalités de santé, pour ce qui est du Québec, ne se semblent pas s'accroître dans le temps chez les jeunes enfants. Ce dernier résultat rend fragile la prescription simple de certains analystes de la santé publique qu'une sortie de « la pauvreté à 5 mois » pourrait rendre excellente la santé des enfants. Si le terme gradient de santé paraît commode pour décrire les inégalités de santé chez les adultes, il apparaît moins clair que sa réduction soit la bonne cible pour orienter les politiques de santé (Deaton, 2002). Une politique intelligente, suscep-

49. Les responsables de la mise en forme des données de l'ÉLDEQ, ne disposant que de moyens limités, ne font qu'assurer une cohérence de base dans les réponses sur le revenu familial. L'agence nationale, Statistique Canada, outre de s'assurer de la cohérence des réponses, fait plusieurs types d'imputation, notamment dans son enquête annuelle sur le revenu des Canadiens (Enquête sur la dynamique du travail et du revenu). Les impôts personnels, les pensions alimentaires, certaines sommes reçues dans le cadre de programmes gouvernementaux, comme les prestations fiscales pour enfants, le crédit pour la taxe sur les produits et services ou taxe de vente harmonisée, sont calculées à partir d'autres renseignements. Dans le cadre de nombreux programmes gouvernementaux, il est possible de déterminer l'admissibilité d'une personne ainsi que le montant que cette personne aurait normalement reçu, à partir d'autres caractéristiques. En outre, Statistique Canada obtient de la plupart des répondants à son enquête sur le revenu la permission d'accéder aux informations contenues dans leur rapport d'impôt, ce qui réduit les erreurs de mesure et facilite les imputations.

50. Certains utilisateurs des données de l'ÉLDEQ semblent accorder une crédibilité excessive aux données de revenu notamment pour classer les enfants entre « pauvres » et « non pauvres ». L'utilisation de seuils de faible revenu avant les impôts personnels comporte des biais de mesure importants (voir ministère de la Solidarité sociale, 2001).

tible de donner des résultats doit s'appuyer sur une connaissance des mécanismes en cause et reposer sur un « marqueur » valide pour évaluer et ainsi prédire les effets de santé de ses interventions⁵¹.

Deux pistes d'analyse méritent d'être poursuivies à court terme. Une analyse explicitement longitudinale, où seraient pris en considération en particulier les effets fixes (et aléatoires) qui sont propres à la famille, à l'enfant et à sa fratrie⁵². Elle permettrait de mieux identifier les effets du revenu familial. Notamment lorsque les enfants seront sortis de la petite enfance et auront fait l'expérience d'un milieu de vie différent de celui où ils ont vécu la plupart du temps, soit celui du système scolaire (maternelle et première année). Ces changements d'environnement social pourraient indiquer où en est le « capital de santé » des enfants, s'il les protège et s'il assure la réussite de ce premier passage de vie.

L'autre est celle de la dynamique des problèmes de santé chroniques, c'est-à-dire quand ils apparaissent, pour qui, leur persistance et leurs conséquences sur les résultats autres que l'état de santé. Les problèmes de santé chroniques ont un effet important sur l'indice de santé que le revenu familial parvient mal à contrer. D'autres facteurs s'imbriquent à différents degrés dans la relation santé / revenu comme la santé des enfants à leur naissance, les caractéristiques des parents (la santé et l'éducation de la mère), les comportements de travail et prudents de la mère. Des trajectoires de santé plus longues permettraient sans doute de mieux démêler l'écheveau des fils qui relie la santé des enfants et le SSE des parents.

51. Par exemple, dans le cadre du capital humain, l'éducation apparaît être un marqueur valide de l'amélioration des aptitudes à gagner un revenu, puisque le lien structurel présumé entre niveau d'éducation et gains de travail implique que toutes les interventions qui accroissent le capital humain (dont le niveau d'éducation) conduisent généralement à des revenus de travail observés à l'échelle individuelle plus élevés.

52. L'ÉLDEQ recueille (aux cycles 2, 4 et 6) plusieurs informations sur un frère ou une soeur (dont certaines sur la santé).

ANNEXE 1

LE DEVIS DE L'ÉTUDE LONGITUDINALE DU DÉVELOPPEMENT DES ENFANTS DU QUÉBEC :
EN 2002 J'AURAI 5 ANS! (ÉLDEQ)⁵³

La phase I (1998-2002) de l'Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ) débute en 1998 auprès d'une cohorte de 2 120 nourrissons québécois qui font l'objet d'un suivi annuel depuis l'âge de 5 mois jusqu'à l'âge d'environ 4 ans. Cet échantillon a été constitué à partir du *Fichier maître des naissances* du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec qui contient les enregistrements de tous les formulaires de naissance par année civile.

La population visée par l'enquête est l'ensemble des bébés (naissances simples seulement), de mères vivant au Québec⁵⁴, et qui avaient 59 ou 60 semaines d'âge gestationnel⁵⁵ en 1997-1998 au début de chaque période de collecte. Quant aux naissances pour lesquelles la durée de la grossesse est manquante dans le fichier (1,3 %), elles n'ont pas été conservées. Ainsi, la population visée à cette étape du processus représente environ 96,6 % de la population totale. Certains bébés prématurés n'ont pu être retenus, soit ceux pour lesquels la durée de gestation s'élevait à moins de 24 semaines, à cause du risque plus élevé qu'un décès ne survienne entre l'enregistrement du bébé au fichier et la tenue de l'enquête. De la même façon, les naissances s'étant produites après 42 semaines de gestation durent être remises de côté en raison des délais pour le tirage qu'aurait entraîné l'attente de leur disponibilité dans la base de sondage. Ces deux derniers cas d'exclusion *a priori* représentent approximativement 0,1 % des naissances enregistrées à la date de collecte. Quant aux bébés pour lesquels la variable « sexe » était manquante (0,1 %), ils ont également été exclus. En dernier lieu, une légère sous-couverture, due à la variabilité des durées de grossesse admissibles à chaque vague de collecte, a été évaluée à 0,6 %. Ainsi, on estime donc que la population échantillonnée pour l'ÉLDEQ 1998-2002 représente environ 94,5 % de la population visée.

Comme au Québec en 1997 et 1998, il y eut respectivement 79 724 et 75 674 naissances, compte tenu des critères de sélection précédents (et des limites mentionnées), la population effectivement visée est d'environ 9 200 naissances. La taille de l'échantillon de l'enquête a été fixée en tenant compte de deux impératifs

53. On trouvera sur le site <http://www.stat.gouv.qc.ca/publications/sante/rapport.htm> différents documents sur le devis de l'étude ainsi que les questionnaires (en anglais et en français) par cycle.

54. Sont exclues les mères vivant dans les régions sociosanitaires du Nord du Québec, du territoire Cri, du territoire Inuit et des mères vivant sur des réserves indiennes. Selon le *Fichier maître des naissances 1997-1998*, ces exclusions représentent 2,1 % de toutes les naissances vivantes des mères résidant au Québec.

55. L'âge gestationnel est défini comme étant la somme de la durée de gestation (de la grossesse) et l'âge chronologique du bébé. Dues à la variation de la durée de grossesse et aux quatre à cinq semaines allouées à chaque vague de collecte, tous les nourrissons n'ont pas tout à fait le même âge au moment de la collecte.

liés à toute étude de cette envergure : 1) permettre l'obtention de statistiques longitudinales globales fiables sur une période de 5 ans et 2) respecter les limites budgétaires fixées. Initialement, un échantillon de 2 800 nouveau-nés a été déterminé. Cet échantillon assurait une marge d'erreur de 1,5 % pour une proportion de l'ordre de 10 % associée à un niveau de confiance de 95 % pour des statistiques applicables à l'ensemble du Québec. Compte tenu des résultats du prétest, un taux de réponse de 72 % et un effet de plan de 1,318 étaient anticipés. L'échantillon qui a effectivement participé au premier cycle de l'étude en 1998 est de 2 120 nouveau-nés.

Les taux d'érosion exceptionnellement faibles qui caractérisent annuellement l'échantillon initial donne un échantillon final (au cycle 5 en 2002) relativement semblable à celui de 1998 : en 2002, le taux de réponse atteint 92,8 %; le nombre de répondants est de 1 944 alors que 1 894 répondants ont participé aux cinq cycles. Des données longitudinales ont été recueillies au cours des cinq premiers cycles. Soit : le cycle 1 de 1998 alors que les nourrissons étaient âgés de 5 mois; le cycle 2 de 1999 auprès des bébés ayant atteint 17 mois (1 ½ an); le cycle 3 de 2000 permettant de tracer le portrait des enfants au moment où ceux-ci sont âgés d'environ 29 mois (2 ½ ans); et le cycle 4 de 2001 lorsque les enfants ont environ 41 mois (3 ½ ans). Pour le 5^e cycle, toutefois, le moment de la collecte a été modifié en partie pour une raison budgétaire et afin de s'adapter au système d'évaluation auquel est soumis l'enfant à partir de son entrée dans le système préscolaire (maternelle à 5 ans)-primaire (début à 6 ans). Au cycle 5, les enfants ont entre 44 et 55 mois (en moyenne 50 mois) et un délai entre 15 et 63 semaines (moyenne de 39 semaines et écart-type de 13 semaines) sépare l'entrevue des 1 918⁵⁶ enfants qui ont participé au cycle précédent. La phase II de l'ÉLDEQ, est en cours (le cycle 6 de 2003 est terminé) et doit se poursuivre jusqu'en 2 010.

Les entrevues annuelles de l'ÉLDEQ ont une durée moyenne d'environ 1 h 45 m. Chaque entrevue est réalisée au domicile de l'enfant, en mode face-à-face auprès d'un répondant clé qui s'avère être la mère biologique dans plus de 99 % des cas. Cette situation s'explique en grande partie par le fait que lors du premier volet de l'ÉLDEQ (1998), la mère était celle qui demeurait le plus souvent à la maison avec le nouveau-né âgé d'environ 5 mois. Comme le questionnaire principal de l'ÉLDEQ exige d'être complété par la personne qui connaît le mieux l'enfant (PCM), la mère était pratiquement désignée d'office comme répondante clé. Par souci de cohérence, élément vital d'un suivi longitudinal valide et fiable, l'ÉLDEQ encourage le maintien de la même personne en tant que PCM d'une année à l'autre. C'est ainsi qu'au 3^e cycle de l'enquête, pour un peu plus de 98 % des enfants, la PCM demeurait inchangée depuis le premier volet (au cycle 5, pour 97,6 % des enfants, la PCM est la même qu'au cycle 1)⁵⁷.

56. Il y a 1 944 répondants de sorte que 26 répondants n'ont pas été présents au cycle 4.

57. Quelques mères biologiques ont répondu comme PCM mais ne vivent pas avec leur enfant.

TABLEAU A1

REVENU FAMILIAL, NOMBRE D'ENFANTS ET CARACTÉRISTIQUES DES ENFANTS ET DES MÈRES, PAR CYCLE (ÉCART-TYPE), ÉLDEQ, CYCLES 1-5

Cycle et année	C1 : 1998	C2 : 1999	C3 : 2000	C4 : 2001	C5 : 2002
Âge moyen des enfants en mois	4,5 (0,58)	16,6 (0,58)	28,5 (0,57)	40,6 (0,61)	47,4 (3,2)
Nombre d'enfants¹	2 120	2 045	1 997	1 950	1 944
Revenu moyen courant des familles (\$)	46 512	49 203	53 056	55 758	57 241
(écart-type)	(37 895)	(38 601)	(47 173)	(45 687)	(44 382)
Nombre d'enfants	2 083	2 023	1 972	1 926	1 935
Pourcentage des familles avec un revenu courant de :					
Moins de 20 000 \$	20	17	14	12	10
20 000 \$-29 999 \$	14	12	11	9	8
30 000 \$-39 999 \$	15	15	14	13	12
40 000 \$-49 999 \$	13	13	12	12	13
50 000 \$-59 999 \$	11	13	13	13	13
60 000 \$-79 999 \$	15	16	17	17	18
80 000 \$ et plus	13	14	19	23	26
Revenu moyen avant maternité (\$)	47 602	47 852	47 909	48 298	48 379
Nombre enfants	2 001	1 943	1 901	1 856	1 851

TABLEAU A1 (suite)

Cycle et année	C1 : 1998	C2 : 1999	C3 : 2000	C4 : 2001	C5 : 2002
Âge moyen des enfants en mois	4,5 (0,58)	16,6 (0,58)	28,5 (0,57)	40,6 (0,61)	47,4 (3,2)
Nombre d'enfants ¹	2 120	2 045	1 997	1 950	1 944
Enfant					
Bébé garçon (en %)	51	51	51	50	51
Fratrie moyenne à la maison	0,85	0,85	0,98	1,13	1,20
Rang de naissance ^{1/2} au cycle 1 (%)	44/40	44/40	45/39	45/39	45/39
Moins de 2,5 kilos (en %)	4,00	4,07	4,07	3,86	4,23
Prématuré (<37semaines) (en %)	6,09	6,40	6,28	6,20	6,20
Indice cum. risque néonatal (0 ou 1) ²	76	76	76	76	76
Cat. retard croissance intra-utérine ³ : 0	92	92	92	92	92
Score APGAR-5 minutes (sur 10)	9,4	9,4	9,4	9,5	9,4
Asthme (%)	n.d.	7,5	7,2	6,0	n.d.
Problème(s) de santé chronique(s) (%)	8,5	12,2	n.d.	12,0	n.d.
Indice de santé (3 + 4 + 5)	7,7	11,0	9,7	10,8	8,4

TABLEAU A1 (suite)

Cycle et année	C1 : 1998	C2 : 1999	C3 : 2000	C4 : 2001	C5 : 2002
Âge moyen des enfants en mois	4,5 (0,58)	16,6 (0,58)	28,5 (0,57)	40,6 (0,61)	47,4 (3,2)
Nombre d'enfants¹	2 120	2 045	1 997	1 950	1 944
Mère					
Âge en années ⁴	29,3	30,4	31,4	32,5	32,8
Né au Canada (%)	85	86	85	85	85
Immigrante <10 ans (%)	10	8	8	6	6
Immigrante 10 ans et plus (%)	5	6	7	9	9
Pas de diplôme études secondaires (%)	20	20	19	17	17
Diplôme études secondaires (%)	27	27	26	23	22
Diplôme postsecondaire (%)	28	28	29	34	35
Diplôme universitaire (%)	25	25	25	27	26
Santé de la mère (1 + 2) (%)	77	76	74	74	71
Travaille à l'enquête (%)	17	59	61	63	64
Au cours des 12 derniers mois :					
Travail à temps plein (%)	51	47	53	56	n.d.
Travail à temps partiel (%)	16	19	20	19	n.d.
N'a pas travaillé (%)	33	33	28	24	n.d.

TABLEAU A1 (suite)

Cycle et année	C1 : 1998	C2 : 1999	C3 : 2000	C4 : 2001	C5 : 2002
Âge moyen des enfants en mois	4,5 (0,58)	16,6 (0,58)	28,5 (0,57)	40,6 (0,61)	47,4 (3,2)
Nombre d'enfants ¹	2 120	2 045	1 997	1 950	1 944
Comportements pruden­tiels					
Mère a fumé durant la grossesse (%)	24	25	25	25	25
Mère a fumé à tous les stades (%)	20	20	20	20	20
Mère fume	24	25	26	26	n.d.
Nombre cigarettes par jour si > 0	14	15	14	14	n.d.
Un parent/personne fume (%)	n.d.	34	34	31	31
Deux parents fument (%)	n.d.	13	13	12	11
Une autre personne fume (%)	n.d.	1,6	1,4	1,6	1,7
Mère nourrie au sein (%)	34	34	34	34	34
Mère nourrie au sein, oui et non (%)	38	39	38	38	38
Mère n'a pas nourri au sein (%)	28	28	28	28	28

NOTE : 1. Avec ou sans revenu observé. Toutes les autres statistiques sont pondérées et s'appliquent si le revenu familial est observé. À cause de l'arrondissement, certains totaux peuvent ne pas donner 100 %.

2. Échelle de 0 à 8 : dérivée à partir d'informations recueillies à l'aide des dossiers médicaux (volet 1998); cet indice reflète la condition globale de santé à la naissance des enfants. À partir d'une liste établie de problèmes susceptibles d'influencer la santé et le développement des enfants autant à long terme qu'à court terme, chaque problème a été pondéré selon la gravité et le risque en regard de la santé et du développement ultérieur de l'enfant. L'indice est la somme pondérée des problèmes de santé présentés par les enfants à leur naissance. Parmi les enfants de petit poids à la naissance, seuls ceux nés non prématurément et sans retard de croissance intra-utérine voient leur score augmenter de 1 point.

3. Variable construite à partir des dossiers médicaux : poids à la naissance et durée de la grossesse ajustés pour le sexe du nouveau-né selon une courbe de croissance canadienne calculée en 1993.

4. Au cycle 1, la plus jeune mère a 16,4 ans et la plus vieille a 44,5 ans; l'âge où la mère est devenue enceinte la première fois va de 13 à 41 ans.

BIBLIOGRAPHIE

- ADAMS, P., M. HURD, D. MCFADDEN, A. MERRILL, et T. RIBEIRO (2003), « Healthy, Wealthy and Wise? Tests for Direct Causal Paths between Health and Socio-economic Status », *Journal of Econometrics*, 112(1) : 3-56.
- BAKER, M., M. STABILE et C. DERI (2001), « What Do Self-Reported Objective Measures of Health Measure? », NBER Working Paper #8419, Cambridge, MA : National Bureau of Economic Research.
- BARKER, D. (1997), « Maternal Nutrition, Fetal Nutrition and Diseases in Later Life », *Nutrition*, 13(9) : 807-813.
- BEHRMAN, J. et M. ROSENZWEIG (2001), « The Returns to Increasing Body Weight », Penn Institute for Economic Research, Department of Economics, University of Pennsylvania, PIER Working Paper 01-052.
- BEHRMAN, J., M. ROSENZWEIG et P. TAUBMAN (1994), « Endowments and the Allocation of Schooling in the Family and in the Marriage Market: The Twins Experiment », *Journal of Political Economy*, 102 : 1 131-1 174.
- BLAU, D. (1999), « The Effect of Income on Child Development », *Review of Economics and Statistics*, 81(2) : 261-276.
- BLAU, D., D. GUILKEY et B. POPKIN (1996), « Infant Health and the Labor Supply of Mothers », *Journal of Human Resources*, 31(1) : 90-139.
- BOARDMAN, J., D. POWERS, Y. PADILLA et R. HUMMER (2002), « Low Birth Weight, Social Factors, and Developmental Outcomes among Children in the United States », *Demography*, 39(2) : 353-368.
- CASE, A., A. FERTIG et C. PAXSON (2003), « From Cradle to Grave? The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance », Center for Health and Well-being, Princeton University.
- CASE, A., D. LUBOTSKY et C. PAXSON, (2002), « Socioeconomic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient », *The American Economic Review* 92(5) : 1 308-1 334.
- CASE, A., D. LUBOTSKY et C. PAXSON (2001), « Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient », NBER Working Paper #8344, Cambridge MA : National Bureau of Economic Research.
- CASE, A., L. I-FEN et S. McLANAHAN (2001a), « Educational Attainment in Blended Families », *Evolution and Human Behavior*, 22(4) : 269-289.
- CASE, A., L. I-FEN et S. McLANAHAN (2001b), « How Hungry is the Selfish Gene? Evidence from Two Cultures », *Economic Journal*, 110(466) : 781-804.
- CASE, A., L. I-FEN et S. McLANAHAN (1999), « Household Resource Allocation in Stepfamilies: Darwin Reflects on the Plight of Cinderella », *The American Economic Review Papers and Proceedings*, 89(2) : 234-238.
- CASE, A. et C. PAXSON (2001), « Mothers and Others: Who Invests in Children's Health? », *Journal of Health Economics*, 20(3) : 301-328.
- CONTOYANNIS, P. et A. JONES (2004), « Socio-economic Status, Health and Lifestyle », *Journal of Health Economics*, 23(5) : 965-995.

- CONTOYANNIS, P., A. JONES et N. RICE (2004), « The Dynamics of Health in the British Household Panel Study », *Journal of Applied Econometrics*, 19(4) : 473-503.
- CORMAN, H., M. GROSSMAN et T. JOYCE (1985), « Birth Outcome Production Functions in the U.S. », NBER, Working Paper No. 1729, Cambridge MA : National Bureau of Economic Research.
- CORMAN, H., N. REICHMAN et K. NOONAN (2003), « Mothers' Labor Supply in Fragile Families: The Role of Child Health », Center for Research on Child Wellbeing, Working Paper # 03-20-FF.
- CORMAN, H. et R. KAESTNER (1992), « The Effects of Child Health on Marital Status and Family Structure », *Demography*, 29(3) : 389-408.
- CURRIE, A., M. SHIELDS et S. PRICE, (2004), « Is the Child Health/Family Income Gradient Universal? Evidence from England », IZA Discussion Paper No. 1328, Bonn : Institute for the Study of Labor, October.
- CURRIE, J. et M. STABILE (2003), « Socioeconomic Status and Health: Why is the Relationship Stronger for Older Children? », *The American Economic Review*, 93(5) : 1 813-1 823.
- CURRIE, J. et J. GRUBER (1997), « The Technology of Birth: Health Insurance, Medical Interventions, and Infant Health », NBER, Working Paper No. 5985, Cambridge MA : National Bureau of Economic Research.
- CURRIE, J. et J. GRUBER (1996), « Saving Babies: The Efficacy and Cost of Recent Changes in the Medicaid Eligibility of Pregnant Women », *Journal of Political Economy*, 104(6) : 1 263-1 296.
- CURRIE, J. et J. HOLTZ, (2001), « Accidents Will Happen? Unintentional Injury, Maternal Employment, and Child Care Policy », NBER Working Paper No. 8090, Cambridge MA : National Bureau of Economic Research.
- CURRIE, J. et R. HYSOON (1999), « Is the Impact of Health Shocks Cushioned by Socio-Economic Status? The Case of Low Birthweight », *The American Economic Review Papers and Proceedings*, 89(2) : 245-250.
- DEATON, A. (2003), « Health, Inequality, and Economic Development », *Journal of Economic Literature*, 41(1) : 113-158.
- DEATON, A. (2002), « Policy Implications of the Gradient of Health and Wealth », *Health Affairs*, 21(2) : 13-30.
- DEATON, A. et C. PAXSON (1998), « Health, Income and Inequality over the Life-cycle », in DAVID A. WISE (éd.), *Frontiers in the Economics of Aging*. Chicago, Chicago University Press for the NBER, p. 431-457.
- DI FRANZA, J. et R. LEW (1995), « The Effect of Maternal Cigarette Smoking on Pregnancy: Complications and Sudden Infant Death Syndrome », *The Journal of Family Practice*, 40 : 385-394.
- DOOLEY, M. et J. STEWART (2004), « Family Income and Child Outcomes in Canada », *Canadian Journal of Economics*, 37(4) : 898-917.
- ELO, I. et S. H. PRESTON (1992), « Effects of Early-Life Conditions on Adult Mortality: A Review », *Population Index*, 82(2) : 186-211.

- ELO, I. et S. H. PRESTON (1996), « Educational Differentials in Mortality: United States, 1979-85 », *Social Science and Medicine*, 42(1) : 47-57.
- ETTNER, S. (1996), « New Evidence on the Relation between Income and Health », *Journal of Health Economics*, 15(1) : 67-85.
- FEINSTEIN, J. (1993), « The Relationship between Socioeconomic Status and Health: A Review of the Literature », *The Milbank Quarterly*, 71(2) : 279-322.
- FUCHS, V.R. (1982), « Time Preference and Health: An Exploratory Study », in V. R. FUCHS (éd.), *Economic Aspects of Health*, Chicago, Illinois : University of Chicago Press for NBER, p. 93-120.
- GREENE, W., (2003), *Econometric Analysis*. Prentice Hall, Fifth Edition.
- GROSSMAN, M. (2000), « The Human Capital Model », in A.J. CULYER et J. P. NEWHOUSE (éds), *Handbook of Health Economics*, Amsterdam : Elsevier, 1A, p. 347-408.
- GROSSMAN, M. (1975), « The Correlation between Health and Schooling », in N. TERLECKYJ, (éd.), *Household Production and Consumption*. New York, Columbia University Press, p. 147-211.
- GROSSMAN, M. et T. JOYCE (1990), « Unobservables, Pregnancy Resolutions, and Birth Weight Production Functions in New York City », *Journal of Political Economy*, 98 : 983-1 007.
- GROSSMAN, M. et R. KAESTNER (1997), « Effects of Education on Health », in J.R. BEHRMAN et N. STACEY (éds), *The Social Benefits of Education*, University of Michigan Press, Ann Arbor MI, p. 69-123.
- ISQ (2000), « En 2002 ... J'aurai 5 ans! Étude longitudinale du développement des enfants (ÉLDEQ) », Volet 1998 à 2002, Institut de la statistique du Québec, Direction Santé Québec.
<http://www.stat.gouv.qc.ca/publications/sante/rapport.htm>
- IDLER, E. et S. KAST (1995), « Self-ratings of Health: Do They also Predict Change in Functional Ability? » *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 50(6) : S344-S353.
- JOYCE, T. (1999), « Impact of Augmented Prenatal Care on Birth Outcomes of Medicaid Recipients in New York City », *Journal of Health Economics*, 18(1) : 31-67.
- JOYCE, T. (1994), « Self-Selection, Prenatal Care, and Birthweight among Blacks, Whites, and Hispanics in New York City », *Journal of Human Resources*, 29(3) : 762-794.
- KENKEL, D. (1991), « Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling », *Journal of Political Economy*, 99(2) : 287-305.
- KRAMER, M. (2000), « Invited Commentary: Association between Restricted Fetal Growth and Adult Chronic Disease: Is it Causal? Is It Important? », *American Journal of Epidemiology*, 152 : 605-608.
- KRAMER, M. (1987), « Determinants of Low Birth Weight: Methodological Assessment and Meta-Analysis », *Bulletin of the World Health Organization*, 65(5) : 663-737.

- LEFEBVRE, P. (2005), « Discrimination sexuelle dans les dépenses des ménages : survol de la littérature et évidences empiriques pour le Canada », *L'Actualité économique : Revue d'analyse économique*, 82(1-2) : 119-153.
- LE ROY, E. LADURIE, N. BERNAGEAU et Y. PASQUET (1969), « Le conscrit et l'ordinateur : perspectives de recherches sur les archives militaires du XIX^e siècle français », *Studi Storici*, 10 : 260-308.
- LI, C.Q., R.A. WINDSOR, L. PERKINS, R.L. GOLDENBERG, J.B. LOWE (1993), « The Impact on Infant Birth Weight and Gestational Age of Cotinine-Validated Smoking Reduction during Pregnancy », *Journal of the American Medical Association*, 269 : 1 519-1 524.
- MARMOT, M., M. SHIPLEY, E. BRUNNER et H. HEMINGWAY (2001), « Relative Contributions of Early Life and Adult Socioeconomic Factors to Adult Morbidity in the Whitehall II Study », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 55 : 301-307.
- MARMOT, M., G. SMITH, G. DAVEY, S. STANSFELD, C. PATEL, F. NORTH, J. HEAD, I. WHITE, E. BRUNNER et A. FEENEY (1991), « Health Inequalities among British Civil Servants: The Whitehall II Study », *The Lancet*, 337 : 1 387-1 393.
- MAYER, S. (1997), *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*, Cambridge, Harvard University Press.
- MEER, J., D. MILLER et H. ROSEN (2003), « Exploring the Health-wealth Nexus », *Journal of Health Economics*, 22(5) : 713-730.
- MINISTÈRE DE LA SOLIDARITÉ SOCIALE (2001), « Les seuils de faible revenu " personnalisés " de Statistique Canada », Direction de la recherche, de l'évaluation et de la statistique.
- NOONAN, K., N. REICHMAN et H. CORMAN (2003), « New Fathers' Labor Supply: Does Child Health Matter », Center for Research on Child Wellbeing Working Paper # 03-19-FF.
- PANETH, N. (1995), « The Problem of Low Birth Weight », *The Future of Children*, 5 : 19-34.
- PAQUET, G. et D. HAMEL (2003), « Conditions socioéconomiques et santé, section II – Inégalités sociales et santé des tout petits : à la recherche de facteurs protecteurs », série des documents Étude longitudinale du développement des enfants du Québec, Institut de la statistique du Québec, 2(3) : 47-100.
- PAQUET, G., M. GIRARD et L. DUBOIS (2001), « Inégalités sociales et devenir des enfants », série des documents Étude longitudinale du développement des enfants du Québec, Institut de la statistique du Québec, 1(3) : 63-87.
- PAXSON, C. et J. WALDFOGEL (2002), « Work, Welfare, and Child Maltreatment », *Journal of Labor Economics*, 20 : 435-474.
- POWERS, E. (2003), « Children's Health and Maternal Work Activity: Static and Dynamic Estimates under Alternative Disability Definitions », *Journal of Human Resources*, 38(3) : 522-556.

- RASMUSSEN, K. (2001), « The 'Fetal Origins' Hypothesis: Challenge and Opportunities for Maternal and Child Nutrition », *Annals Review of Nutrition*, 21(1) : 73-95.
- REICHMAN, N., H. CORMAN et K. NOONAN (2003), « Effects of Child Health on Parents' Relationship Status », NBER. Working Paper No. 9610, Cambridge MA : National Bureau of Economic Research.
- RICHARDS, M. (2001), « Birth Weight and Cognitive Function in the British 1946 Birth Cohorts: Longitudinal Population Based Study », *Pediatrics*, 98 : 1 161-1 166.
- ROSENZWEIG, M. et T.P. SCHULTZ (1988), « The Stability of House Production Technology: A Replication », *Journal of Human Resources*, 23(4) : 535-549.
- ROSENZWEIG, M., et T. P. SCHULTZ (1983), « Estimating a Household Production Function: Heterogeneity, the Demand for Health Inputs, and Their Effects on Birth Weight », *Journal of Political Economy*, 91(5) : 723-746.
- ROSENZWEIG, M., et T.P. SCHULTZ (1982), « The Behavior of Mother as Inputs to Child Health: The Determinants of Birth Weight, Gestation, and Rate of Fetal Growth », in V. FUCHS, (éd.), *Economic Aspects of Health*. University of Chicago Press : Chicago, p. 53-87.
- ROSENZWEIG, M. et K. WOLPIN (1991), « Inequality at Birth: The Scope for Policy Intervention », *Journal of Econometrics*, 50(1-2) : 205-228.
- ROSENZWEIG, M. et K. WOLPIN (1988), « Heterogeneity, Intrafamily Distribution, and Child Health », *Journal of Human Resources*, 23(4) : 437-461.
- SAPOLSKY, R. (1993), « Endocrinology Alfresco: Psychoendocrine Studies of Wild Baboons », *Recent Progress in Hormone Research*, 48 : 437-468.
- SÉGUIN, L., Q. XU, L. POTVIN, M.-V. ZUNZUNEGUI, C. DUMAS et K. FROHLICH (2003), « Conditions socioéconomiques et santé, section I – Pauvreté et santé des enfants québécois », série des documents Étude longitudinale du développement des enfants du Québec, Institut de la statistique du Québec, 2(3) : 21-43.
- SÉGUIN, L., M. KANTIÉBO, M.-V ZUNZUNEGUI, L. POTVIN, K. FROHLICH et C. DUMAS (2001), « Pauvreté, conditions de naissances et santé des nourrissons », série des documents Étude longitudinale du développement des enfants du Québec, Institut de la statistique du Québec, 1(3) : 25-60.
- SMITH, J.P. (1999), « Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relationship between Health and Economic Status », *Journal of Economic Perspectives*, 13(2), 145-66.
- THOMAS, D. et E. FRANKENBERG (2000), « The Measurement and Interpretation of Health in Social Surveys », Document de travail, Department of Economics, University of California at Los Angeles.
- VAN DOORSAER, E. *et alii* (1997), « Income-related Inequalities in Health: Some International Comparisons », *Journal of Health Economics*, 16(1) : 92-112.
- VILLERMÉ, L.R. (1829), « Mémoire sur la taille de l'homme en France », *Annales d'Hygiène Publique et de Médecine Légale*, 351-397.

- VILLERMÉ, L.R. (1840), *Tableau de l'état physique et moral des ouvriers dans les fabriques de coton, de laine, et de soie*, Édition Jules Renouard et Cie, Réédition 1989 par Études et documentations internationales, Paris.
- WADSWORTH, M. et D. KUH (1997), « Childhood Influences on Adult Health: A Review of Recent Work from the British 1946 National Birth Cohort Study, the MRC National Survey of Health and Development », *Pediatric and Perinatal Epidemiology*, 11(2) : 2-20.
- WALDFOGEL, J. (2002), « Child Care, Women Employment, and Child Outcomes », *Journal of Population Economic*, 15(3) : 527-548.
- WOLFSON, M., G. ROEFF, J. GENTLEMAN et M. TOMIAK (1993), « Career Earnings and Death: A Longitudinal Analysis of Older Canadian Men », *Journal of Gerontology*, 48(4) : S167-179.
- WU, S. (2003), « The Effects of Health Events on the Economic Status of Married Couples », *Journal of Human Resources*, 38(1) : 219-230.