

Les nouveau-nés québécois de 1998 après quatre ans : 'pauvres', 'riches' et en très bonne santé#

Pierre Lefebvre

Sciences économiques
École des sciences de la gestion
Université du Québec à Montréal (UQAM)

Juin 2004 (version préliminaire)

Communication présentée au Colloque
Le devenir des enfants du Québec : étude longitudinale sur le développement des enfants du Québec (ÉLDEQ), 72e congrès de l'Acfas, Montréal 10-14 mai 2004 et
aux **XXVIIèmes Journées des économistes français de la santé : Inégalités de santé**
Institut de Recherche d'Étude et de Documentation en Économie de la Santé (IREDES),
Paris 17-18 juin 2004

L'auteur a bénéficié du soutien financier du Fonds québécois de la recherche sur la société et la culture (subvention équipe et subvention partenariat). Tous les calculs effectués à l'aide des micro-données de l'ÉLDEQ sont la responsabilité de Pierre Lefebvre. L'utilisation et l'interprétation de ces données sont uniquement la responsabilité de l'auteur.

Les nouveau-nés québécois de 1998 après quatre ans : ‘pauvres’, ‘riches’ et en très bonne santé
Pierre Lefebvre
Juin 2004

Résumé

La relation entre le statut socio-économique (SSE) des adultes - mesuré notamment par le revenu, l'éducation et l'emploi – et leur état de santé est un des constats les plus robustes des recherches en santé. On la résume par le concept de « gradient », d'une curviligne. Il y a assurément plusieurs liens causaux entre ces variables : revenu et éducation ont des effets sur la santé, et la santé conditionne l'habilité à s'éduquer et à travailler. D'autres facteurs influencent également tant la santé que le SSE et contribuent à leur corrélation. Certaines recherches récentes, s'appuyant sur des données portant sur les états de santé des jeunes enfants ont examiné s'ils sont aussi liés au SSE des familles. Les résultats montrent non seulement que la santé des enfants est liée positivement avec le revenu familial mais que la relation est plus prononcée avec l'âge des enfants. Elle apparaît résister à la prise en compte de d'autres facteurs comme, par exemple, la santé de l'enfant à sa naissance. Le gradient de santé chez les enfants pourrait alors être à l'origine de celui qui est observé chez les adultes. Dans ces travaux, les « chocs » de santé, qui prennent la forme de problèmes chroniques de santé, jouent un rôle important de même que le SSE familial qui peut atténuer leurs conséquences.

Ce travail analyse l'effet du revenu familial sur les états de santé d'un échantillon représentatif de la population des 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 5 cycles de l'enquête indiquent la présence d'un lien entre le niveau de santé des enfants et le revenu familial. Cependant la relation est instable dans le temps et semble jouer seulement au-delà de certains seuils de revenu. Le gradient indice de santé des enfants et revenu familial au Québec se démarque nettement de ceux qui semblent caractériser les enfants américains et les enfants canadiens. Les problèmes de santé chroniques ont un effet important sur les indices 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.

Pierre Lefebvre
Département des sciences économiques
UQAM
C.P. 8888, Succ. Centre-ville, Montréal, QC
Canada H3C 3P8
Tél. (UQAM): (514) 987-3000 #8373
Fax: (514) 987-8494
Courriel : lefebvre.pierre@uqam.ca

1. Introduction

L'étroite association entre les états de santé (mesurés par des indices auto rapportés, 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 (Wolfson et autres, 1993; Kunst et autres, 1990; Adler et autres, 1994; Marmot et autres, 2001; Elo et Preston, 1996; Rogot et autres, 1992; Feinstein, 1993; Ettner, 1996; Preston et Elo, 1995).

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, le médecin français (et avant la lettre sociologue, épidémiologiste, statisticien, ...) Villermé soulignait dans ses recherches (1829, 1840), réalisées au début du 19^{ième} 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 autres, 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 (Adams et autres, 2003; Smith, 1999, 1998; Smith et Kington, 1997; Kendel, 1991). 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); les styles de vie à risque de santé (Marmot et autres, 1991); le position sociale relative (en termes de revenu ou de statut social) selon la littérature récente (Deaton, 2003; Deaton et Paxson, 1998; Sapolsky, 1993).

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. 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 autres 1991). Si le terme est commode pour décrire les inégalités de santé, il apparaît moins clair que sa réduction soit la bonne cible pour orienter les politiques de santé (Deaton, 2002). Une politique intelligente, susceptible 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 interventions¹.

Les scientifiques des sciences sociales ont exploré de différentes façons les conditions « environnementales » des premières années de la vie (voir les revues de Elo et Preston, 1992 et de Smith, 1999). Dans la littérature épidémiologique, c'est « l'origine foetale » des résultats de santé à l'âge adulte qui est explorée (Barker, 1992, 1997; Kramer, 2002; Rasmussen, 2001; Wadsworth et Kuh, 1997). Dans la littérature économique, certains ont montré la corrélation entre faible poids à la naissance et niveau éducation moins élevé, indice de santé auto rapporté plus faible ainsi que taux d'emploi et de revenu de travail plus faibles parmi les adultes (Berhman, Rozenzweig et Taubman, 1994; Currie et Hyson, 1999; Berhman et Rozenzweig, 2001).

Plus récemment, certaines études ont analysé spécifiquement le lien entre revenu familial et santé des enfants (Case, Lubotsky et Paxson, 2002; Case, Fertig et Paxson, 2003; Currie et Stabile, 2003). Les auteurs de ces dernières études soutiennent que 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

¹ 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 individuels plus élevés.

transmission intergénérationnelle du SSE pourrait résulter de trajectoires de santé inférieures chez les enfants des familles « pauvres ». Plusieurs facteurs font obstacles 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 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 ont recueillie des informations fines sur la santé des populations n'ont généralement pas visé les jeunes enfants (les questionnaires auto administrés ciblant généralement plutôt les 15 ans et plus). Plus récemment, le lancement d'enquêtes longitudinales visant spécifiquement le développement des enfants est en train de combler cette lacune². Au Canada, le ministère canadien du Développement des ressources humaines en collaboration avec Statistique Canada a initié, en 1994-1995, l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), inspirée du supplément enfant du NLSCY79, auprès d'un échantillon représentatif de la population des enfants de 0-11 ans (environ 22 000 au cycle 1). 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 leurs états de santé à la naissance et les conditions de grossesse des mères³. L'enquête est reconduite aux deux ans et 5 cycles ont été réalisés⁴.

² Le National Longitudinal Survey of Youth 1979 (NLSY79) américain qui suit annuellement depuis 1979 de jeunes hommes et femmes alors âgées de 14-22 ans, a ajouté en 1986 un supplément enfant pour recueillir une large diversité d'informations (à chaque 2 années) sur tous les enfants nés des répondantes (ils ne représentaient pas initialement un échantillon représentatif de la population des enfants car nés de mères relativement jeunes). Mais c'est seulement pour les enfants de 10 ans et plus (et à partir de 1988) que des informations sur leur santé sont recueillies. Depuis 1994, les enfants de 15 ans et plus complètent un long questionnaire où une section porte sur leur santé.

³ L'enquête recueille des informations sur l'école pour ceux qui la fréquentent et auprès de leurs professeurs. Elle comporte selon l'âge de l'enfant plusieurs tests objectifs (vocabulaire, lecture, mathématiques). Les enfants de 10 ans et plus répondent à un questionnaire auto administré qui leur est propre.

⁴ Les enfants de "remplacement" aux cycles 2 et 3, pour assurer un échantillon représentatif de toute la population des enfants sont devenus des cohortes longitudinales suivies jusqu'à 5 ans. L'enquête doit durer jusqu'à ce que les enfants de 0-1 ans en 1994-1995 atteignent le début de la vingtaine.

En 1997, le « Panel Study on Income Dynamic » (PSID) qui a débuté en 1968 avec environ 5 000 répondants américains, et certainement la plus connue et la plus longue enquête longitudinale au monde, a introduit un supplément enfant visant à recueillir des informations sur la vie parentale et les enfants de 0-12 ans (environ 3 500). L'enquête conduite aux deux ans, outre un module sur l'utilisation du temps des enfants, couvre tous les domaines qui ont trait au développement des enfants dont leurs états de santé. Et, il y a trois ans, aux États-Unis, on a lancé deux nouvelles enquêtes longitudinales auprès des jeunes enfants, le « Early Childhood Longitudinal Study-Birth Cohort », portant sur 15 000 enfants nés en 2000 et suivis à 9-, 18-, 30-, 48 mois et jusqu'à leur entrée en maternelle; et le « Early Childhood Longitudinal Study-Kindergarten Class of 1998-99 » qui suit environ 20 000 enfants depuis leur entrée à la maternelle jusqu'à ce qu'ils atteignent la fin du primaire. Les deux enquêtes comportent un « module » important sur les états de santé.

Enfin, au Québec, le ministère de la Santé et des Services sociaux finance depuis 1998 la conduite d'une enquête longitudinale annuelle auprès d'environ 2 000 nouveau-nés de 1997-1998, l'Étude longitudinale sur le développement des enfants du Québec (ÉLDEQ)⁵.

La partie suivante du texte 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. Ensuite les données de l'ÉLDEQ sur lesquelles reposent notre analyse empirique du gradient santé-revenu familial chez les enfants du Québec sont décrites. Puis les principaux résultats des estimations (modèles de « probits » ordonnés et modèles de probabilités linéaires) du gradient sont présentés. Les résultats sont comparés avec ceux obtenus pour les États-Unis et le Canada. 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 dernière partie de l'analyse

⁵ L'ÉLDEQ reprend en grande partie les éléments de l'ELNEJ pan canadienne avec certaines particularités. L'annexe 1 présente le devis de l'étude.

présentent les effets de variables du « troisième type » : santé à la naissance de l'enfant (poids, prématurité, score APGAR, ...); 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 dernière section fait le point sur le gradient santé-revenu. Une conclusion fait 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.

2. 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. L'étude récente de Case, Lubotsky et Paxon (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 américains⁶, et leurs résultats ont été soulignés et remarqués⁷. Les résultats les plus importants sont sans doute que l'indice de santé des enfants est lié positivement avec le revenu familial et que ce gradient devient plus accentué au fur et à mesure que les enfants vieillissent. Les auteurs présentent une série d'évidences 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 de « santé » de la famille (l'enfant porte

⁶ 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 mêmes que d'autres indicateurs de santé). Des analyses secondaires sont conduites avec d'autres données : le supplément enfants du NHIS de 1988 qui permet d'examiner les effets de la santé des enfants à leur naissance et la couverture d'assurance santé pour les enfants; le supplément développement des enfants de 1997 du Panel Study of Income Dynamic (PSID-CDS) qui permet d'étudier l'effet du revenu familial permanent; et un indicateur de l'état de santé provenant d'un examen fait par un médecin et selon le parent (santé perçue) pour 10 018 enfants de 16 ans ou moins provenant d'une enquête réalisée entre 1988 et 1994 (Third National Health and Nutrition Examination Survey-NHANES).

⁷ Un jury international d'économistes de la santé a jugé cette recherche comme une des plus importante de l'année dans le domaine en lui attribuant le «11th Annual Kenneth J. Arrow Award for the Best Paper in Health Economics».

une ceinture de sécurité en voiture, il voit un médecin une fois par année, une personne fume dans la maison, l'indice de masse corporelle de la mère/père, la mère n'a pas fait une visite médicale au cours des 12 derniers mois, ...). 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 « stock » 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 ou 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 le 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 version originale de l'étude (2001), 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 le milieu social des familles à SSE moins élevé. Les microdonnées utilisées ne permettent 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 cette étude, les effets de conditions chroniques (déformation, désordre de la vue et de l'ouïe et de digestion, maladie des reins, diabète, asthme, bronchite, ...) 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 et l'accentuation d'un gradient santé-revenu familial avec l'âge des enfants. Puis, ils utilisent l'information rapportée par les parents sur la présence d'un problème de santé chronique en 1994-1995,⁸ 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) réduit la probabilité de cet état de santé (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 restent significatives – 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 autres (2002). Comme au Canada il y a un système « universel et gratuit » pour les utilisateurs des services médicaux et hospitaliers⁹, les auteurs privilégient l'hypothèse de la fréquence de chocs de santé plus élevés parmi les enfants à plus faible SSE comme explication du gradient canadien et de son accentuation avec l'âge.

⁸ Les trois problèmes suivants sont les plus importants : allergies, bronchite et asthme.

⁹ Rappelons que Case et autres (2002) soutiennent que le système américain de santé, avec ses idiosyncrasies, n'a pas d'effet sur leurs résultats.

3. Les indices de la santé des enfants de l'ÉLDEQ et leur revenu familial

L'analyse du gradient santé-revenu repose sur des mesures auto rapportées par la personne qui connaît le mieux l'enfant (PCM, presque toujours la mère). De telles mesures peuvent contenir des biais¹⁰ qui varient systématiquement avec le SSE. Par exemple, une mère en mauvaise santé peut être un parent 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 plus susceptible de le faire diagnostiquer rapidement, de le faire traiter plus efficacement ou d'adopter les comportements visant à l'atténuer^{12,13}. On fera l'hypothèse que les mesures utilisées ici traduisent bien l'état de santé de l'enfant comme le suggère la littérature (Thomas et Frankenberg, 2000; Idler et Kast, 1995).

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 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

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

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 autres, 2003); qu'un enfant en mauvaise santé réduit l'offre de travail des mères (Corman et autres, 2003); et de la même façon que les pères présents travaillent moins (Noonan et autres, 2003). Ce type de résultat a aussi été obtenu pour des échantillons moins particuliers (Wu, 2003; Powers, 2003, 2001; Roberts, 1999).

¹² L'enquête pose une question (aux 4 premiers cycles) sur le nombre de visites chez un médecin (généraliste, pédiatre, autres spécialisations) et chez les infirmières de la santé publique; une autre question porte sur l'hospitalisation de l'enfant pour au moins une nuit (aux 5 cycles) au cours des derniers 12 mois. Peu d'enfants sont hospitalisés au cours d'une année alors que les enfants en excellente ou très bonne santé cumulent un nombre important de visites médicales; ceux qui sont en moins bonne santé cumulent aussi beaucoup de visites médicales (dans certains cas plus de 50 par an). Néanmoins, environ 60 enfants (sur les 4 premiers cycles) ayant d'après la PCM une santé passable (55) ou mauvaise (5) n'ont pas fait de visites médicales, mais un peu plus du tiers a été hospitalisé; un peu plus du tiers des 60 enfants ont au moins un problème de santé chronique et les trois-quarts ont été admis à l'hôpital. L'admission à l'hôpital implique nécessairement des examens médicaux.

¹³ Le fait pour un enfant d'être hospitalisé ou une fréquence élevée de visites médicales est un indicateur de santé endogène qui résulte d'un « accident » ou d'un problème de santé.

cycles.¹⁴ Il y a un certain hiatus entre le cycle 1 et 2 relativement aux deux premiers états, corrigé partiellement par la question rétrospective, qui peut sans doute s'expliquer par plusieurs raisons comme : l'inexpérience de la PCM (44% des nouveau-nés sont de rang 1); le recul et l'apprentissage de la participation à une telle enquête. Le tableau 2 présente quelques unes des matrices de transition entre les états de santé des enfants (conditionnellement au fait d'avoir été présent aux cycles d'entrevues)¹⁵. Abstraction faite du statut de santé sur 12 mois qui change très peu, il est difficile de noter des tendances entre les cycles puisque les changements se produisent surtout entre les deux premiers états, avec des mouvements assez similaires dans les deux directions entre les états 1-2 et 3.

L'ÉLDEQ recueille, avec plus de difficultés, trois types d'information sur le revenu des familles : le revenu familial total (avant impôts et incluant en principe les cotisations sociales obligatoires); et, si la PMC ne le connaît pas ou refuse de répondre, la tranche de revenu de la famille (choix entre 9 catégories de <10 000\$ à 80 000\$ et plus) ainsi que la principale source du revenu familial (de travail, de retraite, d'assistance sociale, d'assurances, ...)¹⁶. 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, compte tenu des réponses données aux différents cycles pour le même enfant¹⁷. Après ces imputations, pour environ 1%-2% des familles, le revenu (ou la classe de revenu) est une information manquante.

À l'examen de ces revenus, il apparaît que la PCM rapporte de façon très conservatrice et incorrecte les ressources financières dont la famille dispose. C'est le cas, en particulier, des familles à

¹⁴ Un seul enfant est décédé (de maladie) au cycle 3 et un autre après le cycle 5.

¹⁵ Bien que le panel comporte un taux d'attrition faible, il n'est pas "cylindré" : 1 894 enfants ont participé au 5 cycles. Au cycle 5, 9 enfants n'ont pas participé aux cycles 2 et 3, 15 au cycle 3 et 26 au cycle 4. Au cycle 5, comme il est expliqué à l'annexe 1, le calendrier d'entrevues a changé avec des délais plus courts et plus longs selon les enfants relativement aux entrevues du cycle 4.

¹⁶ 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).

¹⁷ Par exemple, à la borne inférieure ou supérieure ou à la médiane de la tranche du revenu, compte tenu de celui rapporté pour d'autres années (antérieure et postérieure). 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 leur revenu en dollars.

revenu très modeste. Le tableau 1A, en annexe, présente le revenu familial moyen par cycle et selon le type de familles¹⁸. Il indique aussi le revenu minimum garanti par les deux paliers de gouvernement pour deux cas types de famille (parent seul avec un enfant et couple avec deux enfants) qui n'auraient aucun revenu (admissible à l'assistance sociale). Un nombre très important de familles, notamment les parents seuls, rapportent un revenu inférieur à l'aide maximale 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 dans le temps¹⁹.

4. Résultats de l'estimation du gradient indices de la santé revenu familial

Afin d'examiner si les résultats de Case et autres (2002) pour les enfants américains et ceux de Currie et Stabile (2003) pour les enfants canadiens peuvent être reproduits avec les données de l'échantillon des nouveau-nés du Québec, nous utiliserons l'ÉLDEQ avant tout comme une enquête répétée avec une mise en commun (« pooling ») des observations pour les cinq cycles²⁰. 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 douze mois) sont regroupés en trois indices : excellent (1), très bon (2) et bon (3+4+5)²¹. Le tableau 2A (en annexe) présente la valeur moyenne (et l'écart type) de l'indice ordinal (en 3 valeurs et en 5 valeurs) par cycle et selon la classe du revenu familial. On y retrouve aussi quelques caractéristiques des enfants (dont d'autres indicateurs de santé), des mères et le revenu familial (le tableau 1A fournit aussi plus d'informations sur celui-ci). Les informations contenues au Tableau 2A suggèrent l'idée d'un gradient socio-économique, c'est-à-dire que les enfants de famille

¹⁸ Quelques enfants (entre 4 et 8 selon le cycle) sont soit sous la garde des grands-parents ou en famille d'accueil (retirés temporairement de la garde du ou des parents biologiques).

¹⁹ On peut aussi noter à cet égard (tableau 1A), qu'il y a une hausse importante du nombre de familles monoparentales issues de ruptures d'une union conjugale. En témoignent, la hausse du revenu moyen de ces familles et le niveau du revenu moyen avant le congé de maternité rapporté.

²⁰ Soulignons que Currie et Stabile n'utilisent pas vraiment 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 sur les états de santé en 1998. 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 alors que la trajectoire de santé n'est complète que pour les 0-1 ans en 1994-1995.

²¹ On montre plus bas que le fait de tenir compte de 4 (ou 5) indices de santé atténue la relation santé-revenu.

moins aisée financièrement sont plus susceptibles d'avoir une santé moins qu'excellente ou très bonne²².

Les résultats des estimations, réalisées avec un « probit ordonné » sur 3 états²³, se trouvent aux tableaux 3 et 4. Les estimations utilisent deux mesures du revenu, le logarithme naturel du revenu familial total en dollars et le revenu familial selon la classe de revenu graduée par tranche de 10 000\$ (la catégorie de référence étant <20 000\$ et la dernière étant plus de 80 000\$). La première spécification utilise, outre les deux mesures du revenu, seulement les caractéristiques de l'enfant (sexe du bébé et âge en mois). 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 utilisée²⁴. Dans cette dernière spécification, aux caractéristiques de l'enfant s'ajoutent certaines caractéristiques de la mère (âge de la mère qui au premier cycle se confond avec l'âge à la naissance du bébé, années d'études ou plus haut diplôme obtenu et statut d'immigration). La troisième spécification (variables de contrôle 3A et 3B) reprend les variables de revenu, les caractéristiques du bébé et de la mère, auxquelles s'ajoute le nombre de frères et de sœurs (biologiques ou non vivant dans la famille)²⁵. Compte tenu de l'ordre retenu des indices de santé (1= excellente santé, 2= très bonne santé, ...), 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.

Au tableau 3 (variables 1A), les coefficients du revenu familial, qui sont tous significatifs (en coupe transversale et en « pooling »), montrent qu'ils ont un effet favorable sur la santé des enfants²⁶.

²² La valeur moyenne de l'indice de santé suit, comme pour le revenu, le niveau d'éducation de la mère (ces statistiques ne sont pas présentées ici).

²³ Les résultats d'estimation obtenus avec 4 états (le 4^{ième} incluant le 5^{ième}) sont similaires.

²⁴ Voir plus bas les résultats concernant le travail des mères.

²⁵ 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. L'effet est similaire à celui du rang : plus le rang est élevé, plus l'indice de santé se « détériore ».

²⁶ Il est plus délicat d'interpréter l'effet d'une variable (et ses effets marginaux et les élasticités des coefficients) sur l'état (ou les états) intermédiaire(s) dans un probit ordonné (voir, par exemple, Greene, 2003, chapitre 19).

Cependant, il est difficile d'y déceler une tendance sur les 5 cycles de l'enquête²⁷. Les effets du revenu selon la catégorie (variables 1B) 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 <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 différenciation 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; Duncan et autres, 1998; et avec les données canadiennes de l'ELNEJ du cycle 1, Lefebvre et Merrigan, 1998a, 1998b et des 3 cycles, Lefebvre et autres, 2004).

Les effets liés aux niveaux d'éducation (plus haut niveau d'études atteint ou diplôme obtenu le plus élevé) des mères (tableau 3, variables 2A et 2B) sont pour la plupart significatifs, notamment lorsque les enfants sont bébés. 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. Le fait d'ajouter comme variables explicatives le revenu, le statut d'immigration de la mère et la fratrie (tableau 3, variables de contrôle 3A et 3B), réduit le degré de significativité statistique de l'éducation (contrairement aux résultats de Case et autres, 2002 et de Currie et Stabile, 2003). Les coefficients de revenu sont moins élevés dans cette spécification (en particulier ceux associés aux classes de revenu) et on ne discerne pas de changement au fil du temps dans le gradient estimé²⁸.

Les résultats obtenus avec le deuxième indicateur de la santé de l'enfant perçue par la PCM (fréquence de bonne santé sur les 12 derniers mois) sont présentés au tableau 4 selon les mêmes spécifications. Ils sont relativement similaires : les effets d'éducation et de revenu significatifs au plan

²⁷ Au cycle 5, une variable supplémentaire tient compte du délai en semaines depuis l'entrevue du cycle 4.

²⁸ Sur la période d'étude les revenus familiaux augmentent sensiblement (voir tableau 1A) dans un contexte où le taux d'inflation est très faible (dans cette version des résultats, les revenus ne sont pas déflatés pour l'inflation). L'impact de la séquence temporelle des revenus est analysé plus bas.

statistique ne sont pas forcément les mêmes selon l'âge de l'enfant; l'éducation de la mère n'a plus un effet indépendant du revenu. Plus difficile à saisir est la hausse des coefficients de revenu lorsque les enfants sont âgés de 3 ans $\frac{1}{2}$ (cycle 4), suivie d'une baisse lorsque les enfants ont en moyenne 50 mois (le changement du calendrier d'entrevues rend la comparaison plus fragile²⁹). 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 ans $\frac{1}{2}$ (voir tableau 2A)³⁰.

Le tableau 5 permet de comparer les résultats précédents avec ceux de Case et autres (2002) et de Currie et Stabile (2003) selon des spécifications comparables. La partie supérieure de la première partie du tableau indique l'effet du revenu (en logarithme) selon l'âge des enfants, sans et avec la variable éducation de la mère : le gradient croît avec l'âge. Leurs estimations sont faites avec 5 états de santé et peuvent être considérés comme plus robustes compte tenu du nombre élevé d'observations. La partie supérieure de la deuxième partie du tableau 5 présente les effets de revenu selon les 5 états de santé des enfants de l'ÉLDEQ (la seconde section reprend les résultats du tableau 3 avec 3 états, sans et avec la variable éducation de la mère). D'une part, on constate que l'estimation avec 5 états réduit les effets de revenu par rapport à ceux obtenus avec 3 états. D'autre part, les effets de revenu obtenus pour les enfants québécois ne suggèrent pas une hausse du gradient avec l'âge des enfants comme celle de l'étude américaine et celle portant sur l'ensemble des enfants canadiens (qui inclut environ 24% d'enfants québécois). La deuxième section de la première partie du tableau 5 présente les effets marginaux de revenu dans un modèle de probabilité linéaire (une « mauvaise » santé mesurée par les indices 3, 4 et 5 par rapport à l'alternative, indices 1 et 2). Ceux-ci sont similaires à ceux que nous obtenons (dernière section du tableau 5) : doubler le revenu familial augmente de 3-4% la

²⁹ Au cycle 5, la spécification comprend une variable qui contrôle la durée en semaines depuis la dernière entrevue; celle-ci n'est pas significative.

³⁰ Cependant la participation au marché du travail mesurée par la variable au cours des 12 derniers mois (voir tableau 2A) indique qu'il y a une baisse de 13% dans le taux de non-participation au cycle 4.

probabilité pour un enfant (de 0-4 ans) d'avoir une très bonne ou excellente santé; cependant, et contrairement aux résultats canadiens, ces effets n'augmentent pas dans le temps.

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; Duncan et autres, 1998). Les défis d'estimer l'effet de changements exogènes du revenu (par exemple, une hausse des transferts public) 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 (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)³¹. 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 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 lorsque des mesures de revenu permanent sont utilisés.

³¹ Un autre problème d'estimation est le caractère potentiellement endogène de certaines variables de contrôle comme le type de famille (voir note 11) et la taille de la fratrie.

En premier lieu, le tableau 6 présente les résultats d'estimation avec les mêmes variables de contrôle qu'au tableau 3 (variables 3A) sur la base du revenu familial avant le « congé » de maternité (ligne 1). La ligne 2 reprend les résultats antérieurs. Les effets de cette mesure du revenu familial – revenu avant le congé de maternité - sont significatifs et sauf pour les enfants de 5 mois, moins importants que pour le revenu courant. Les effets diminuent dans le temps, bien qu'à cause du plus petit nombre d'observations les relations sont moins bien estimées. Comme on pouvait s'y attendre les revenus des familles sont étroitement corrélés dans le temps : le fait de les prendre en considération séparément ou en moyenne sur quelques années (voir les lignes 3, 9, 13 du tableau) les rend colinéaires. Les effets associés au revenu familial permanent selon l'âge de l'enfant sont plus élevés que les effets de revenu courant³². Si on exclut le revenu avant congé de maternité (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.

Les problèmes de santé chronique

Les problèmes de santé chronique jouent un rôle très important dans l'explication du gradient et des résultats tant de Case et autres (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

³² 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.

mois). Les fréquences par cycle sont présentées au tableau 2A (et 7A/B); celles-ci suggèrent que l'incidence est plus élevée chez les enfants de famille à faible revenu et tend à augmenter dans le temps. La fréquence d'une crise d'asthme (aux cycles 2, 3 et 4) est plus faible que pour les autres problèmes chroniques, alors que l'incidence par catégorie de revenu et son évolution est moins claire³³.

Pour examiner l'effet de ces problèmes, les indices 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). Le tableau 7A présente les effets marginaux (découlant d'une estimation par « probit ») associés au revenu familial courant et à un problème de santé (chronique ou asthme) par cycle. Dans la spécification où seul le revenu apparaît (avec les autres variables de contrôle), celui-ci réduit d'environ 3-4% la probabilité que la santé d'un enfant soit perçue comme « moins bonne ». L'ajout de la variable indiquant la présence d'un problème montre un effet très fort : la probabilité d'une santé moins bonne augmente d'environ 20% pour un problème chronique et de 25-30% si l'enfant a fait une crise d'asthme durant l'année. Finalement, la spécification qui comprend aussi la variable croisée problème de santé et revenu familial (visant à capter l'effet d'atténuation du revenu sur le problème) indique que celle-ci n'est pas significative alors que la variable indiquant la présence du problème n'est plus significative (sauf dans un cas), seul subsiste l'effet du revenu. Les « modélisations » du tableau 7A 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 7B jettent un autre regard sur la question en adoptant les spécifications de Case et autres (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. Sur six effets estimés, deux seulement sont significatifs, ce qui laisse ouverte la question du caractère aléatoire ou non de l'apparition d'un problème de santé selon le SSE. La deuxième équation prend en

³³ 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.

considération simultanément l'effet du revenu familial (mesuré ici en déviation du revenu moyen de l'échantillon), l'effet du 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'attendre, le revenu (coefficient β_1) réduit significativement la probabilité d'être dans cet état de santé, la présence d'un problème (coefficient β_2) augmente fortement la probabilité, alors que 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 autres (effet fortement significatif).

Le Tableau 7C reprend la spécification de Currie et Stabile qui examinent, 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). 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 bonne est faible :

Parmi les 1 959 enfants présents aux 3 premiers cycles, 189 (ou 9,7%) sont dans la catégorie santé moins 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. Ces 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 bonne; 86 (54,4%) ne sont pas observés avec un problème dans les 3 cycles précédents (1, 2 et 4); 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.

Les effets marginaux (voir tableau 7C, partie 1 pour le cycle 5 et partie 2 pour le cycle 3) 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 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 important. Dans les deux estimations (C5 et C3), l'effet d'un problème de santé plus récent a un impact plus élevé sur la détérioration de l'état de santé : par exemple, au cycle 5, un problème au cycle 4 augmente de 14,9% la probabilité d'une

« mauvaise santé »; alors qu'un problème au cycle 2, l'augmente de 7,3%; un problème au cycle 1 l'augmente de 3,6%. En revanche, un problème répété dans le temps a un effet cumulatif sur la probabilité d'une moins bonne santé en C5 : 3,4% en C2 et 13,4% en C4 (soit, 16,8% au total); et 15,1% au total pour un problème en C1 et en C2 sur l'état de santé en C3. Ces premières estimations s'accordent avec l'interprétation que l'effet d'un problème de santé s'atténue avec le temps. Les estimations suivantes 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 plus élevé détériore l'état de santé et vient ainsi annuler l'effet propre du revenu permanent, voir colonnes 1 et 2 pour C5). Ces résultats concernant les effets d'interaction sont similaires à ceux obtenus par Currie et Stabile (2002) et peuvent suggérer que le revenu familial n'agit pas sur les effets à plus long terme des problèmes de santé.

5. Les autres explications du gradient indices de santé et revenu familial

Sans prétendre épuiser toutes les explications ou les analyses possibles du lien 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 prudents des mères.

5.1 La santé de l'enfant à sa naissance

Un large spectre de recherches dans les différentes disciplines 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'enfant³⁴. 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

³⁴ Une partie des travaux américains récents (Joyce, 1999; Currie et Gruber, 1996, 1997) examine dans quelle mesure une meilleure couverture des soins de santé et les programmes ciblant les mères enceintes vulnérables réduisent les effets négatifs des issues de la grossesse et la mortalité néonatale.

médicaments) comme déterminants de la santé du nouveau-né³⁵. 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 post néonatale, de la morbidité dans l'enfance, de la santé et du développement cognitif des enfants et de la morbidité chez les adultes³⁶.

De même, plusieurs études dans la littérature économique ont montré qu'un faible poids à la naissance est corrélé avec le niveau d'éducation obtenu, un état de santé perçue plus faible et un taux d'emploi et des revenus de travail plus faibles³⁷. 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)³⁸. 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 la littérature n'a pas examiné spécifiquement comment ces facteurs sont liés au SSE ou quelles sont leur contribution aux disparités de santé selon le SSE, il est clair qu'ils font partie des catégories de mécanisme potentiel liant SSE et santé de l'enfant souvent avancées comme les comportements de santé de la mère durant et après la grossesse, 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. Ils analysent les

³⁵ Voir dans la littérature économique, Joyce (1994), Rosenzweig et Wolpin (1991), Rosenzweig et Schultz (1982, 1988), Corman, Grossman et Joyce (1985).

³⁶ 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 autres (2002) parmi les enfants observés à l'école entre 6 et 14 ans.

³⁷ Voir, par exemple, Berhman, Rosenzweig et Taubman (1994), Currie et Hyson (1999), Berhman et Rosenzweig (2001), Joyce (1994).

³⁸ Berhman 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 de naissance plus élevés.

comportements maternels et leurs effets sur le poids à la naissance et la durée de gestation en utilisant des modèles à « effet fixe » (de la mère) où les facteurs propres à 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 de ressources matérielles, jouent nécessairement un rôle secondaire dans la création des disparités de santé parmi les enfants. Il est 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 à la 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 néonatal³⁹, catégorie de retard de croissance intra-utérine à la naissance⁴⁰ et score APGAR-5 minutes⁴¹ (et 1 et 10 minutes).

Le tableau 8 présente les résultats d'estimation de « probits » ordonnés par cycle et pour l'échantillon en « pooling » avec la plupart de ces indicateurs comme variable explicative avec les deux mesures de revenu (les deux premières lignes rappellent les résultats du tableau 3, variables 3A et 3B). 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) attribue cette caractéristique qu'à une faible proportion de l'échantillon, soit 3,2%; alors que la prématurité (durée de la grossesse

³⁹ Dérivé 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.

⁴⁰ Variable construite à partir du poids à la naissance et de la durée de la grossesse en ajustant pour le sexe du nouveau-né.

⁴¹ Ce score entre 0 et 10 est calculé à partir de 5 tests (battements du coeur, 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. Le NCHS (Statistiques vitales, annexe technique, 1990) décrit cette mesure comme une « mesure sommaire » de l'état de santé de l'enfant.

inférieure à 37 semaines) caractérise 4,9% de l'échantillon. Les résultats pour ces deux indicateurs suggèrent que leur effet est ambigu : la variable faible poids (prématurité) de légèrement significatif (non significatif) à la naissance, devient non significatif avec l'âge et son impact réapparaît lorsque les enfants ont en moyenne 3½-4 ans. Le résultat avec le « pooling » indique un effet négatif plus important sur les états de santé⁴². Enfin, on observe que les variables de la santé à la naissance ne modifient pas la structure des effets de revenus et leur niveau de confiance statistique. La variable mesurant l'indice cumulatif du risque néonatal (échelle de 0 à 8)⁴³ apparaît comme ayant un effet mineur et limité dans le temps sur les états de santé. Avec le même type de modélisation, les variables (très chevauchantes) de l'âge gestationnel de l'enfant (à 5 mois) et de la durée de la grossesse de la mère, n'ont pas non plus d'effet apparent (la durée de la grossesse apparaît avoir un effet retardé positif sur les états de santé – aussi capté pour l'échantillon en « pooling »)⁴⁴. De même, 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 à 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.

5.2 La santé des mères et leurs comportements de travail

L'état de santé de la mère

L'idée de la transmission intergénérationnelle des différents types de capital que possède la famille est largement exploitée par les économistes. Cette transmission comprend aussi le capital « génétique ». Case et autres (2002) examinent si leur 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

⁴² Devant ces résultats, nous n'avons pas poursuivi l'analyse pour examiner l'effet du revenu permanent ou de variables d'interaction.

⁴³ Les résultats de la variable exprimée sous formes dichotomiques (0, 1 versus les autres scores) indiquent qu'elles ne sont jamais significatives.

⁴⁴ 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.

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 contre, 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 pourraient être plus portés à consacrer plus de temps à celui-ci, à ne pas travailler ou à réduire leurs 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 limites physiques ou mentales, les facteurs d'environnement non observés (pollution, contaminants, humidité, chauffage inadéquat). 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 affectent autant les parents que les enfants. La littérature 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.

Près de 80% des mères ont une excellente ou très bonne santé; cette proportion est moins élevée au cycle 5, soit 73% (voir tableau 2A). Les mères qui déclarent 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). Le tableau 9 reprend la spécification du tableau 3 (variables de contrôle A et B) en y ajoutant un variable dichotomique pour l'état de santé de la mère (excellente ou très bonne). Les résultats indiquent qu'une mère en excellente ou très bonne santé se traduit par de meilleurs états de santé des enfants. 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 catégories supérieures de l'indice de santé; l'effet pour la dernière catégorie (enfant en bonne santé ou état inférieur – la probabilité prédite est de 6,4%) est d'environ 100%, c'est-à-dire que la probabilité serait réduite de moitié.⁴⁵ 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 significatif⁴⁶. 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 négative entre moins bonne santé et niveau moins élevé du diplôme).

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

⁴⁵ 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 quatre fois supérieur à celui du revenu (cette estimation n'est pas présentée).

⁴⁶ Nous n'avons pas d'explication pour ce résultat qui apparaît comme une anomalie. 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 les suivantes les pourcentages sont beaucoup plus faibles (différence respective de 13% et 11%), alors que les proportions de ces mères qui travaillent sont plus faible (51% et 56%).

travail et leurs modalités ont des conséquences sur la santé des enfants.⁴⁷ 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 parentale⁴⁸. 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 aux stress qui les accompagnent (Paxson et Waldfogel, 2002).

Le choix des mères de travailler implique le plus souvent que les jeunes enfants sont sous une garde non parentale une grande partie de la journée. La participation au marché du travail par les 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 appropriées à l'âge de l'enfant⁴⁹. 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. À 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 est agnostique⁵⁰.

Les mères des enfants de l'ÉLDEQ ont très peu travaillé lorsque leur enfant était un nouveau-né (cycle 1, à 5 cinq mois)⁵¹, la participation au marché du travail au moment de l'enquête devient importante lorsque le nouveau-né est âgé en moyenne de 1 ½ ans (voir tableau 2A) et progresse

⁴⁷ Blau et autres (1996), sur la base de données longitudinales philippines ne trouvent pas d'effet compte tenu du caractère endogène de l'offre de travail.

⁴⁸ Voir, par exemple, pour une revue de la littérature longitudinale, Waldfogel (2002).

⁴⁹ 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, 2004).

⁵⁰ Certains travaux sur les modalités du travail indiquent que le travail à temps plein a des effets légèrement négatifs sur certains résultats de développement (voir Lefebvre et Merrigan, 1998b) et que les modalités de garde non parentale n'ont pas, non plus, d'effet (Lefebvre et Merrigan, 2002).

⁵¹ Il est difficile d'établir les antécédents de travail des mères avant leur maternité. Au cycle 1, 57% des mères déclaraient avoir travaillé au cours des 12 mois précédent l'enquête.

ensuite lentement (de 62% en 1999 à 67% en 2002). Le tableau 9 présente les résultats de probits ordonnés qui tiennent compte du statut de travail des mères : une variable dichotomique contrôle le statut de travail à l'enquête (oui/non)(tableau 9, partie intermédiaire); deux variables dichotomiques contrôlent les modalités de travail au cours des 12 derniers mois (temps plein et temps partiel)(tableau 9, dernière partie). Le fait de travailler, indépendamment des modalités, au cycle 1, va dans le même sens que les effets de revenus (évidemment, les coefficients de ces derniers diminuent) : l'effet de ressources prédomine⁵². Au cycle 2, la variable devient non significative (les coefficients des effets de revenu déjà significatifs augmentent). Pour les autres cycles (3 à 5) et l'échantillon en « pooling », il apparaît que le travail a un effet négatif et significatif sur les états de santé des enfants, en partie compensé par la hausse du revenu (effet positif associé à des coefficients de revenu plus élevés).⁵³ Les effets des modalités du travail des mères (temps plein, temps partiel) sont plutôt ambigus par rapport aux précédents et plus généralement non significatifs, sauf aux cycles 3 et 4 pour le travail à temps partiel.

5.3 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 (Institute of

⁵² Soulignons que dans les familles ayant un revenu inférieur à 40 000\$, la majorité des mères ne travaillent pas. Dans les autres catégories de revenu familial, après le cycle 1, la majorité des mères travaillent.

⁵³ Pour la probabilité de l'indice de santé excellente, l'effet marginal du travail sur celui-ci est de -6% et celui du revenu est de 9%.

Medicine, 1985; Li et autres, 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 la tabagisme : tabagisme de la mère aux différents stades de la grossesse (et nombre de cigarettes)⁵⁴, 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 indiquées au tableau 2A. 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 y compris le tabagisme durant la grossesse sur les états de santé.

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 et pour la qualité des relations enfant mère. Les variables dichotomiques construites prennent en considération si les mères ont nourri leur enfant au sein sur une longue période, l'ont fait en partie (en moyenne 8 semaines) ou non. Environ 34% des nouveau-nés ont été allaités sur une longue période, 38% sur une plus courte période et, le reste, 28% n'ont pas été nourris au sein (tableau 2A). Il ressort des résultats (voir la dernière partie du tableau 8) que l'allaitement maternel de longue période est corrélé positivement avec les états de santé des nouveau-nés (à 5 mois environ). Cependant, ses «bénéfices» sur la santé dans les années qui suivent n'apparaissent pas dans les résultats sauf au cycle 3 (lorsque les enfants ont environ 2 ½ ans) qui coïncide pour certains avec la garde non parentale.

⁵⁴ 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, ...) 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.

6. 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 détermination des états de santé des enfants dans le temps. Les résultats ne donnent pas image synthétique du gradient. L'annexe 2 vise à donner un portrait plus simple mais en plusieurs images. Elle présente par une série de figures où la relation indices de santé et revenu familial 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)⁵⁵ et sans variable de contrôle. Les estimations (figures) sont faites par échantillon (tous les enfants de 5 mois à 50 mois; et les cycles 1 à 5 séparément) et selon que l'on retient 5 ou 3 indices de santé (le 3^{ième} incluant les deux derniers); et, finalement, certaines relations sont estimées en excluant les enfants des familles dont le revenu est inférieur à 10 000\$. Il ressort que la pente des gradients est faible, et elle l'est d'autant plus que l'estimation se fait sur la base des 5 indices de santé (les figures C) et qu'elle inclue tous les enfants sans critère d'exclusion sur la base du revenu familial (les figures C par opposition aux figures A et B). Dans le temps, la pente du gradient estimé par cycle se réduit (figures 2C à 6C) : à partir du cycle 3, il y a un plateau qui s'étend; et, au cycle 5, la pente du gradient change et indique une détérioration de l'indice pour la partie supérieure des revenus. Sur la base des estimations avec 5 indices et tous les revenus, le gradient à pente légèrement négative au cycle 1 devient, à toute fin pratique, une droite au cycle 5. Ces estimations ne tiennent pas compte des autres déterminants.

L'annexe 3, présente des estimations polynomiales par MCO sans et avec variables de contrôle (celles du tableau 3, variables A) sur la base de 3 ou de 5 indices de santé. Les gradients estimés (relation entre les états de santé et le logarithme naturel du revenu familial) sont similaires à ceux obtenus avec l'autre méthode d'estimation (figures 3A.1. et 3A.2). La relation est plus accentuée avec 3 états qu'avec 5 états et à pente beaucoup plus faible lorsque sont pris en compte les principaux

⁵⁵ On a utilisé la fonction « lowess smoothing » du logiciel STATA (version 8.2).

facteurs qui peuvent l'influencer (voir les figures 3A.5 et 3A.6, estimations sans variables de contrôle).

Finalement le tableau 10 présente les résultats d'une dernière spécification avec variables de contrôle élargies : aux variables de contrôle du tableau 3 (variables A et B) s'ajoutent le poids à la naissance du bébé et des variables dichotomiques pour l'allaitement maternel de longue ou de courte durée et la santé de la mère (santé excellente et très bonne) alors que le rang de naissance remplace la variable fratrie. En outre, l'estimation utilise les poids longitudinaux⁵⁶ propres à chaque cycle. La première partie du tableau rappelle les résultats du tableau 3 et la deuxième partie présente les effets de revenu selon un probit ordonné sur quatre indices de santé (1 à 4, les quelques enfants avec une mauvaise santé sont exclus) ainsi que les statistiques des estimations et les probabilités estimées des quatre états de santé. Pour trois des cinq cycles (cycles 1, 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 en « pooling », la baisse est de 30% par rapport au coefficient du revenu 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'échantillon en « pooling »). La figure 3A.3 de l'annexe 3 (la figure 3A.4 repose sur 5 indices) présente l'estimation du gradient associé à cette dernière spécification, celui-ci se rapproche d'une courbe en U inversée.

⁵⁶ L'Institut de la statistique du Québec (Direction santé Québec) responsable de l'ÉLDEQ calcule chaque année des poids « longitudinaux » de panel afin de tenir compte de l'érosion supplémentaire (non-réponse globale des familles répondantes) qui a lieu chaque année. Les biais de représentativité découlant de l'attrition et de la non réponse dans un panel sont sources de controverse dans la littérature économique sur la façon de les prendre en considération (voir le numéro spécial de la revue *Journal of Human Resources*, 23(2), Spring 1998, consacré à ces problèmes et, en particulier, l'article de Fitzgerald et autres (1998) qui montre que malgré un taux d'attrition de 50% en 20 ans, le PSID garde une forte représentativité transversale de la population après utilisation de poids transversaux). Toutes les estimations présentées dans ce texte, sauf celle du tableau 10, n'utilisent pas de poids d'échantillonnage; l'utilisation de poids dans les estimations a un effet marginal et non significatif sur les coefficients des variables explicatives.

7. Conclusions

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, la mesure de la santé des enfants repose dans l'analyse sur un indice subjectif, la perception par la PCM de celle-ci et des problèmes de santé qui peuvent affecter 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 (en C7-2004, 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 indicateurs⁵⁷.

En deuxième lieu, l'ÉLDEQ recueille peu d'informations sur la situation économique des familles et celles-ci semblent caractérisées par des erreurs de mesure non négligeables et certaines anomalies^{58,59}. À cet égard, et au fil du temps, le « revenu permanent » des familles donnera un meilleur indicateur des ressources matérielles dont disposent les familles.

⁵⁷ Des estimations préliminaires faites aux 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.

⁵⁸ 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 : impôts personnels; 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.

⁵⁹ 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 ». Outre l'utilisation de seuils de faible revenu avant impôts nationaux qui comportent des biais de mesure importants (voir Ministère de la Solidarité sociale, 2001), cette mesure est très particulière et peu utilisée par rapport aux autres mesures

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 quatre années après leur naissance. Deuxième constat, les enfants vivent dans un milieu familial favorable à leur développement : mères relativement scolarisées (la moitié a fait des études postsecondaires et détient 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 (13,3% en 2002), un mode de vie qui comporte des contraintes importantes pour l'organisation de la vie familiale et des tâches parentales⁶⁰. 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 de l'analyse de forme réduite adoptée ici. Quatrième constat, les problèmes de santé chroniques touchent un nombre important d'enfants et ceux-ci influencent les états de santé. L'analyse n'a pas permis d'identifier si leur dynamique dépend du SSE. Dernier constat, qui montre l'intérêt des données longitudinales : les états de santé des enfants ne sont fixes dans le temps et les inégalités de santé, pour ce qui est du Québec, ne se semblent pas s'accroître dans le temps. Ce dernier résultat rend douteuse la prescription simple des analystes de la santé publique qu'une sortie de « la pauvreté à 5 mois » pourrait rendre excellente la santé des enfants⁶¹.

disponibles (mesure de faible revenu et mesure fondée sur un panier de consommation). Enfin, pour les questions de revenu et de « pauvreté » l'Enquête canadienne sur la dynamique du travail et du revenu fournit un large échantillon de répondants du Québec et des informations plus justes.

⁶⁰ On doit noter que le revenu des parents seuls a connu une forte croissance du fait qu'une majorité travaille (67% en 2002).

⁶¹ Voir les analyses de Séguin et autres (2001, 2003) et Paquette et autres (2001, 2003) qui examinent l'influence qu'exercent, sur différents indicateurs de la santé des enfants de l'ÉLDEQ à 5 mois (et à 29 mois) exprimés selon des variables plutôt binaires (par exemple, santé excellente ou non, blessure, hospitalisation), le fait pour un enfant d'être en « situation de pauvreté » (exprimée par un seuil de revenu relatif binaire, soit le « seuil de faible revenu avant impôts » national de Statistique Canada) ou selon la position sur un indice « global » de SSE (revenu, niveau éducation des parents, « prestige de l'emploi » des parents). 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, statut conjugal, classe de revenu familial, travail, modalités de garde,...).

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 fratrie⁶². Elle permettrait de mieux identifier les effets du revenu familial. Avec les données de l'année 2003 (cycle 6, qui seront disponibles, en principe en septembre 2004) on pourra analyser une première étape de la vie des enfants, car à partir de ce moment presque tous les enfants feront l'expérience d'une année dans un milieu différent de celui où ils ont vécu la plupart du temps, soit celui du système scolaire (maternelle, cycle 7-2004). Ce changement « d'exposition » pourrait indiquer où en est le « capital de santé » des enfants, s'il les protège et s'il assure la réussite de ce premier passage dans un environnement non familial. 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 pour des résultats autres que l'état de santé.

⁶² L'ÉLDEQ recueille (aux cycles 2, 4 et 6) plusieurs informations sur un frère ou une soeur (dont certaines sur la santé).

Bibliographie

- Adams, Peter, Michael Hurd, Daniel McFadden, Angela Merrill, et Tiago Ribeiro (2003), "Healthy, Wealthy and Wise? Tests for Direct Causal Paths between Health and Socioeconomic Status," *Journal of Econometrics*, 112(1): 3-56.
- Adler, Nancy E., Thomas Boyce, Margaret Chesney, Sheldon Cohen, Susan Folkman, Robert Kahn et Leonard Syme (1994), "Socioeconomic Status and Health: The Challenge of the Gradient," *American Psychologist*, 15-24.
- Baker, Michael, Mark Stabile et Catherine Deri (2001), "What Do Self-Reported Objective Measures of Health Measure?," NBER Working Paper #8419 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- Barker, David (1997), "Maternal Nutrition, Fetal Nutrition and Diseases in Later Life," *Nutrition* 13(9): 807-13.
- Barker, D. (1992), "The Fetal and Infant Origins of Adult Disease," *British Medical Journal*, 301, 1111.
- Behrman, Jere et Mark 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, Jere, Mark Rosenzweig et Paul Taubman (1994), "Endowments and the Allocation of Schooling in the Family and in the Marriage Market: The Twins Experiment," *Journal of Political Economy*, 102, 1131-1174.
- Blau, David (1999), "The Effect of Income on Child Development," *Review of Economics and Statistics*, 81 (2): 261-276.
- Blau, David, David K. Guilkey et Barry M. 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, Anne, Angela Fertig et Christina Paxson (2003), "From Cradle to Grave? The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance," Center for Health and Wellbeing, Princeton University.
- Case, Anne, Darren Lubotsky et Christina Paxson, (2002), "Socioeconomic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient," *American Economic Review* 92(5): 1308-34.
- Case, Anne, Darren Lubotsky et Christina 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, Anne C., I-Fen Lin, et Sara S. McLanahan (2001b), "How Hungry is the Selfish Gene? Evidence from Two Cultures," *Economic Journal*, Vol. 110, Issue 466, 781-804.
- Case, Anne, I-Fen Lin et Sara McLanahan (1999), "Household Resource Allocation in Stepfamilies: Darwin Reflects on the Plight of Cinderella," *American Economic Review Papers and Proceedings* 89(2): 234-238.
- Case, Anne et Christina Paxson (2001), "Mothers and Others: Who Invests in Children's Health?," *Journal of Health Economics*, 20(3): 301-328.
- Chandola, Tarani, Mel Bartley, Amanda Sacker, Crispin Jenkinson, et Michael Marmot (2003), "Health Selection in the Whitehall II Study, UK" *Social Science and Medicine* 56(10): 2059-72.
- 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, Hope, Nancy Reichman et Kelly 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, Janet et Mark Stabile (2003), "Socioeconomic Status and Health: Why is the Relationship Stronger for Older Children?," *American Economic Review*, 93(5): 1813-23.
- Currie, Janet et Mark Stabile (2002), "Socioeconomic Status and Health: Why is the Relationship Stronger for Older Children?," NBER Working Paper No. 9098 (Cambridge MA: National Bureau of Economic Research).
- Currie, Janet et Rosemary Hyson (1999), "Is the Impact of Health Shocks Cushioned by Socio-Economic Status? The Case of Low Birthweight," *American Economic Review Papers and Proceedings*, 89(2): 245-50.
- Currie, Janet et Jonathan Gruber (1996), "Saving Babies: The Efficacy and Cost of Recent Changes in the Medicaid Eligibility of Pregnant Women," *Journal of Political Economy*, 104 (6), 1263-96.
- Currie, Janet et Jonathan 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 N. Cole (1993), "Welfare and Child Health: The Link Between AFDC Participation and Birth Weight," *American Economic Review*, 83, 971-985.
- Currie, Janet 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).
- Deaton, Angus (2003), "Health, Inequality, and Economic Development," *Journal of Economic Literature*, 41:113-58.
- Deaton, A. (2002), "Policy Implications of the Gradient of Health and Wealth," *Health Affairs*, 21(2): 13-30.
- Deaton, Angus et Christina H. Paxson, (1998), "Health, Income and Inequality over the Lifecycle," in David A. Wise, ed., *Frontiers in the Economics of Aging*, Chicago: Chicago University Press for the NBER, 431-57.
- DiFranza, 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, 385-94.
- Duncan, Greg, Jeanne Brooks-Gunn, Jean Yeung et Judith Smith (1998), "How Much Does Childhood Poverty Affect the Life Chances of Children," *American Sociological Review*, 63, 406-423.
- Elo, Irma et Samuel H. Preston (1992), "Effects of Early-Life conditions on Adult Mortality: A Review," *Population Index*, 82(2): 186-211
- Elo, Irma et Samuel H. Preston, (1996), "Educational Differentials in Mortality: United States, 1979-85," *Social Science and Medicine*, 42, 47-57.
- Ettner, Susan (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.
- Fitzgerald, John, Peter Gottschalk et Robert Moffit (1998), "An Analysis of Sample Attrition in Panel Data: The Michigan Panel Study of Income Dynamics," *Journal of Human Resources* 33(2): 251-299.
- Fuchs, Victor R. (1982), "Time Preference and Health: An Exploratory Study," dans V. R. Fuchs éd., *Economic Aspects of Health*. Chicago, IL.: University of Chicago Press for NBER, 93-120.
- Greene, Williams, (2003), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Fifth Edition.
- Grossman, Michael (2000), "The Human Capital Model," dans A. J. Culyer and J. P. Newhouse ed., *Handbook of Health Economics*,. Amsterdam, Elsevier, 1A: 347-408.
- Grossman, Michael (1975), "The Correlation between Health and Schooling," dans N. Terleckyj, éd. *Household Production and Consumption*, New York: Columbia University Press, 147-211.

- Grossman, Michael et Robert Kaestner (1997) "Effects of Education on Health," dans J.R. Behrman et N. Stacey (eds.) *The Social Benefits of Education* (University of Michigan Press, Ann Arbor MI) 69-123.
- Grossman, Michael et Theodore Joyce (1990), "Unobservables, Pregnancy Resolutions, and Birth Weight Production Functions in New York City," *Journal of Political Economy* 98, 983-1007.
- Institute of Medicine (1985), *Preventing Low Birthweight*, Washington, D.C.: National Academy Press.
- Idler, E. et S. Kasl. (1995), "Self-ratings of Health: Do They also Predict Change in Functional Ability?" *Journal of Gerontology: Social Sciences* 50(6): S344-S353.
- Joyce, Theodore (1994), "Self-Selection, Prenatal Care, and Birthweight among Blacks, Whites, and Hispanics in New York City," *Journal of Human Resources*, 29(3): 762-794.
- Joyce, Theodore (1999), "Impact of Augmented Prenatal Care on Birth Outcomes of Medicaid Recipients in New York City," *Journal of Health Economics*, 18(1): 31-67.
- Kenkel, D. (1991), "Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling," *Journal of Political Economy*, 99(2): 287-305.
- Kramer, Michael (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, Michael (1987), "Determinants of Low Birth Weight: Methodological Assessment and Meta-Analysis," *Bulletin of the World Health Organization*, 65(5): 663-737.
- Kunst, A., C. Looman et J. Mackenbach (1990), "Socioeconomic Mortality Differences in the Netherlands in 1950-1984: A regional Study of Case-specific Mortality," *Social Science and Medicine*, 31(2): 141-152.
- Lefebvre, Pierre (2004), « Les familles dépendent-elles de la même façon lorsqu'elles ont un fils ou une fille? », à paraître, 7^{ième} Symposium de recherche sur la famille, PUQ.
- Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan (1998a), "Family Background, Family Income, Maternal Work and Child Development," Working Papers, W-98-12E, Applied Research Branch, Strategic Policy, Human Resources Development Canada (Cahier de recherche no. 76, CREFÉ, <http://ideas.uqam.ca/CREFE/publications.html>).
- Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan (1998b), "Work Schedules, Jobs Characteristics, Parenting Practices, and Children's Outcomes". Applied Research Branch, Strategic Policy, Human Resources Development Canada, Working Papers, W-98-#E, (Cahier de recherche no. 77, CREFÉ, <http://ideas.uqam.ca/CREFE/publications.html>).
- Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan (2002), "The Effects of Child Care and Early Education Arrangements on Developmental Outcomes of Young Children," *Canadian Public Policy*, 28(2): 159-186.
- Lefebvre, Pierre, Philip Merrigan et Benoît Saint-Jean (2004), "Family Income and Children's Outcomes: A Longitudinal Analysis of Canadian Children," mimeo. UQAM.
- Le Roy Ladurie, E., Bernageau, N., et Y. Pasquet (1969), "Le Conscrit et l'ordinateur: Perspectives de recherches sur les archives militaires du XIXe siècle français", *Studi Storici* 10, 260-308.
- Li, C.Q., Windsor, R.A., Perkins, L., Goldenberg, R.L., Lowe, J.B. (1993), "The Impact on Infant Birth Weight and Gestational Age of Cotinine-Validated Smoking Reduction During Pregnancy," *Journal of the American Medical Association*, 269, 1519-1524.
- 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, 1387-1393.
- Marmot, M, Shipley, Brunner et 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.
- National Institute for Child and Human Development (1990), *Vital Statistics*, Technical Appendix, Bethesda, MD.

- Mayer, Susan (1997), *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*, Cambridge: Harvard University Press.
- 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, Kelly, Nancy E. Reichman et Hope Corman (2003), "New Fathers' Labor Supply: Does Child Health Matter", Center for Research on Child Wellbeing Working Paper # 03-19-FF.
- Paneth, Nigel (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," dans Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, no 3, 47-100.
- Paquet, Ginette, Manon Girard et Lise Dubois (2001), "Inégalités sociales et devenir des enfants," ÉLDEQ, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 1, no. 3, 63-87.
- Paxson, Christina et Jane Waldfogel (2002), "Work, Welfare, and Child Maltreatment," *Journal of Labor Economics*, 20, 435-474.
- Powers, E. T. (2001), "New Estimates of the Impact of Child Disability on Maternal Employment." *American Economic Review Papers and Proceedings* 91(2): 135-139.
- Powers, E.T. (2003), "Children's Health and Maternal Work Activity: Static and Dynamic Estimates under Alternative Disability Definitions," *Journal of Human Resources* 38(3): 522-556.
- Preston, Samuel et Irma Elo (1995), "Are Educational Differentials in Adult Mortality Increasing in the United States?," *Journal of Aging and Health*, 7, 476-96.
- Rasmussen, K. (2001), "The 'Fetal Origins' Hypothesis: Challenge and Opportunities for Maternal and Child Nutrition," *Annals Review of Nutrition*, 21, 73-95.
- Reichman, N., H. Corman et K. Noonan (2003), "Effects of Child Health on Parents' Relationship Status," NBER. Working Paper #9610.
- Richards, Marcus (2001), "Birth Weight and Cognitive Function in the British 1946 Birth Cohorts: longitudinal Population Based Study," *Pediatrics*, 98, 1161-1166.
- Roberts, A. (1999), "The Labor Market Consequences of Family Illness," *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, 2: 183-195.
- Rosenzweig, M. et K. Wolpin (1991), "Inequality at Birth: the Scope for Policy Intervention," *Journal of Econometrics*, 50(1-2), 205-228.
- Rosenzweig, Mark et K. Wolpin (1988), "Heterogeneity, Intrafamily Distribution, and Child Health," *Journal of Human Resources*, 23(4): 437-461
- Rosenzweig, Mark, et T. Paul 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, Mark, et T. Paul 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, ed., *Economic Aspects of Health*, University of Chicago Press, 53-87.
- Rosenzweig, Mark et T. Paul Schultz (1988), "The Stability of House Production Technology: A Replication," *Journal of Human Resources*, 23(4): 535-549.
- Rogot, E., P. D. Sorlie, N. J. Johnson, et C. Schmitt, eds, (1992), *A mortality study of 1.3 million persons by demographic, social, and economic factors: 1979-1985 Follow-up*, Bethesda, Md. NIH.
- Sapolsky, Robert (1993), "Endocrinology Alfresco: Psychoendocrine Studies of Wild Baboons," *Recent Progress in Hormone Research*, 48, 437-68.
- 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," dans Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002) – De la naissance à 29 mois, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 2, no 3, 21-43.

- Séguin, Louise, M. Kantiébo, M.-V Zunzunegui, L. Potvin, K. Frohlich et C. Dumas (2001), "Pauvreté, conditions de naissances et santé des nourrissons," ÉLDEQ, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 1, no. 3, 25-60.
- Smith, James P. (1999), "Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relationship between Health and Economic Status," *Journal of Economic Perspectives*, 13(2), 145-66.
- Smith, James P. (1998), "Socioeconomic Status and Health," *American Economic Review*, 88:2, 192-196.
- Smith, J., et R. Kington (1997), "Demographic and Economic Correlates of Health in Old Age," *Demography*, 34, (1), 159-170.
- Thomas, D. et E. Frankenberg (2000), "The Measurement and Interpretation of Health in Social Surveys," mimeo., UCLA.
- Villermé, Louis René (1829), « Mémoire sur la Taille de L'Homme en France », *Annales d'Hygiène Publique et de Médecine Légale*, 351-397.
- Villermé, Louis René (1840), « Tableau de l'état physique et moral des ouvriers dans les fabriques de coton, de laine, et de soie ».
- Wadsworth, M.E.J., et D.J.L. 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, 2-20.
- Waldfogel, J. (2002), "Child Care, Women Employment, and Child Outcomes," *Journal of Population Economics*, 15(3): 527-48.
- Wolfson, Michael, 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, Stephen (2003), "The Effects of Health Events on the Economic Status of Married Couples," *Journal of Human Resources* 38(1): 219-30.

Annexe 1 : Le devis de l'Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ)/Study of Child Development in Quebec (SCDQ)⁶³

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. Ces formulaires indiquent par exemple le nom, la date de naissance, la langue maternelle du père et de la mère, l'adresse, la langue d'usage à la maison et le niveau de scolarité de la mère, la durée de la grossesse ainsi que certaines informations sur le bébé. La saisie et la mise à jour des formulaires s'effectuent quotidiennement. La fermeture du fichier a lieu approximativement au mois d'août de l'année suivant l'année civile visée. Étant donné que la collecte de 1998 a eu lieu durant l'année civile en cours, l'échantillonnage a été effectué à partir d'une base de sondage en constante évolution. En effet, les données du *Fichier maître des naissances* sont sujettes à certaines variations : il peut y avoir des retards au moment de l'expédition des formulaires par les déclarants ou encore lors de leur codification. Ainsi, certains bébés qui auraient pu répondre aux critères de sélection pouvaient ne pas se trouver dans le fichier au moment du tirage. Selon le *Fichier maître complet des naissances 1997-1998*, cette sous couverture est de l'ordre de 4,7% de la population visée.

La population visée par l'enquête est l'ensemble des bébés (naissances simples seulement) qui avaient 59 ou 60 semaines d'âge gestationnel⁶⁴ en 1997-1998 au début de chaque période de collecte, de mères vivant au Québec⁶⁵. 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.⁶⁶ 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 (évaluée à 0,6%) due à la variabilité des durées de grossesse admissibles à chaque vague de

⁶³ On trouvera sur le site <http://www.stat.gouv.qc.ca/publications/sante/rapport.htm> différents documents sur le devis de l'étude (dont les informations présentées ici) ainsi que les questionnaires (en anglais et en français) par cycle.

⁶⁴ L'âge gestationnel est défini comme étant la somme de la durée de gestation (de la grossesse) et l'âge chronologique du bébé. Dû à la variation de la durée de grossesse et aux 4 à 5 semaines allouées à chaque vague de collecte, tous les nourrissons n'ont pas tout à fait le même âge au moment de la collecte.

⁶⁵ Sont exclues les mères vivant dans les régions socio sanitaires 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.

⁶⁶ Il était important de vérifier lors de chacun des tirages de l'échantillon que tous les bébés sélectionnés étaient nés après le 1er octobre 1997. Cette contrainte permettait de s'assurer que la totalité des enfants choisis feraient leur entrée dans le système scolaire au cours de la même année scolaire. Afin de répondre à cette exigence, on a dû faire en sorte que la durée de grossesse admissible des mères faisant partie de l'enquête diffère selon la vague de collecte. Conséquemment, une légère sous couverture, principalement à la vague 1, est à noter pour les bébés dont la durée de gestation se situait entre 24 et 36 semaines (soit les bébés prématurés). La sous couverture est estimée à 0,6% et une post-stratification adéquate permet de corriger ce genre d'irrégularité.

collecte. 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 eu 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 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 pré-test, 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.

Alors qu'au premier cycle de l'ÉLDEQ, en 1998, l'échantillon était représentatif des bébés issus de naissances simples nés au Québec en 1997-1998, lors des passages ultérieurs cet échantillon perd, du moins partiellement, sa capacité de représentativité transversale de l'ensemble des enfants d'un âge donné. En effet, un certain nombre de choix conceptuels et méthodologiques ont guidé la décision de ne pas recruter annuellement des enfants parmi ceux qui seraient arrivés au Québec après leur naissance et qui feraient par ailleurs partie de la même cohorte d'âge que l'échantillon de départ. À partir de données de Statistique Canada (estimation de la population, novembre 2000), la Direction des statistiques sociodémographiques de l'Institut de la statistique du Québec évalue à 1 % la proportion de nouveaux enfants âgés de 0 à 5 ans arrivant annuellement au Québec. D'autre part, 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^{ème} cycle, toutefois, le moment de la collecte a été modifié 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). Ce changement de rythme de collecte, que l'on a décidé d'introduire entre le 4^e et le 5^e volet de la première phase de l'ÉLDEQ⁶⁷, n'est pas sans poser des difficultés dans une perspective longitudinale.⁶⁸ Lorsqu'on tient compte de l'âge gestationnel, moins de quatre semaines séparent la majorité des nourrissons au moment de chaque collecte annuelle. Rappelons que l'âge gestationnel est défini comme la somme de la durée de la grossesse (en nombre de semaines) et de l'âge chronologique du bébé. 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

⁶⁷ Selon les responsables, « Cette modification importante est en fait un investissement dans l'avenir. Après la réalisation de ce 5^e volet « modifié » de la phase initiale de l'ÉLDEQ 1998-2002, l'étude sera fin prête à entreprendre le suivi longitudinal des enfants entrant dans le système préscolaire et primaire, soit la phase II qui se déroulera de 2003 à 2010 ».

⁶⁸ Plusieurs questions sont formulées avec l'expression « au cours des derniers 12 mois... ». Les informations qui portent, notamment, sur les activités de travail des parents et le revenu familial sont chevauchantes avec celles du cycle précédent. Pour certains cas on a aussi utilisé les formules « depuis la dernière entrevue... », « depuis les 3 derniers mois... ».

semaines) sépare l'entrevue des 1 918⁶⁹ 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.

L'objectif premier de l'ÉLDEQ 1998-2002 est de connaître les précurseurs de l'adaptation sociale, les cheminements de cette adaptation et ses conséquences au moment de l'entrée à l'école de même qu'à plus long terme. Dès lors, il fut décidé de recueillir certaines données centrales aux fins de l'étude à partir de l'âge de 5 mois, cet âge ayant été déterminé comme le moment le plus hâtif pour mesurer des variables telles que le tempérament de l'enfant cible, ses habitudes de sommeil et d'alimentation, son état de santé, de même que des mesures concernant son environnement physique et familial. Par la suite, il a été convenu de suivre les enfants et leur famille immédiate à intervalles précis et régulier de 12 mois, et ce, jusqu'à l'âge de 41 mois. Cette précision du moment de la mesure est dictée par la rapidité du développement des enfants au cours de la petite enfance. Évidemment, certains instruments changent ou ont été ajoutés au fil du temps afin de recueillir des informations sur des indicateurs de développement appropriés au stade de développement de l'enfants (p.e. EVIP/PPVT, instrument utilisé dans toutes les enquêtes de ce type pour mesurer le « vocabulaire » de l'enfant).

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 (la 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^{ième} 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)⁷⁰.

⁶⁹ Il y a 1 944 répondants de sorte que 26 répondants n'ont pas été présents au cycle 4.

⁷⁰ Quelques mères biologiques peuvent répondre comme PCM mais ne vivent pas avec leur enfant.

Tableau 1A : Revenu familial et nombre d'enfants selon le type de famille et revenu d'assistance sociale, ÉLDEQ cycle 1-5

	1997	C1 1998	C2 1999	C3 2000	C4 2001	C5 2002
Revenu moyen des familles		48 503	52 181	57 520	62 083	64 641
Nombre enfants		2 083	2 023	1 972	1 926	1 935
Revenu moyen avant maternité		49 170	49 530	49 732	50 084	49 998
Nombre enfants		2 001	1 943	1 901	1 856	1 851
Revenu moyen des couples		51 168	55 433	61 533	66 916	69 774
Nombre enfants		1 913	1 834	1 749	1 687	1 676
% avec revenu inférieur à 17 000\$		10	7	5	4	3
Revenu moyen avant maternité		51 438	51 813	52 076	52 563	52 396
Nombre enfants		1 860	1 771	1 694	1 634	1 612
Revenu moyen des parents seuls		18 524	20 488	25 725	27 843	31 240
Nombre enfants		162	186	219	235	254
% avec un revenu inférieur à 13 000\$		56	45	39	28	24
Revenu moyen avant maternité		19 381	26 079	30 740	32 039	34 146
Nombre enfants		136	170	204	219	235
Nombre d'enfants ¹		2 112	2 041	1 993	1 946	1 939
Enfants de famille en couple		1 941	1 848	1 763	1 706	1 682
Enfants de famille monoparentale (%)		171 (8,1)	193 (9,5)	230 (11,5)	240 (12,3)	257 (13,3)
Autres types de famille		8	4	4	4	5
Revenu d'assistance sociale ²						
Parent seul 1 enfant Québec+Fédéral	12 670	12 778	12 957	12 950	13 318	13 800
Couple 2 enfants Québec+Fédéral	15 511	15 810	15 000	16 285	16 919	17 642

1. Nombre selon la structure familiale (excluant les enfants qui ne vivent pas avec leur(s) parent(s)).

2. *Revenus de bien-être social*, annuel, Conseil national du bien-être social, Ottawa. Il s'agit de l'ensemble des prestations des deux paliers de gouvernement dont peut bénéficier une famille sans revenu de travail.

Tableau 2A: Caractéristiques des états de santé et du revenu familial, des enfants et des mères

Caractéristiques	Cycle 1	Cycle 2	Cycle 3	Cycle 4	Cycle 5
Nombre d'observations ¹	2 120	2 045	1 997	1 950	1 944
Indice santé 3 états	1,31 (.60)	1,47 (.68)	1,44 (.66)	1,48 (.67)	1,47 (.64)
Indice santé 5 états	1,32 (.64)	1,48 (.72)	1,45 (.69)	1,49 (.72)	1,48 (.68)
Indice santé12 mois 3 états	1.15 (.45)	n.d.	1.20 (.50)	1.17 (.47)	1.15 (.44)
Indice santé12 mois 5 états	1.17 (.50)	n.d.	1.21 (.55)	1.18 (.52)	1.16 (.48)
Nombre d'observations	2 083	2 023	1 972	1 926	1 935
Indice santé 3 états <20 000\$	1,48 (.75)	1,55 (.72)	1,53 (.73)	1,61 (.78)	1,56 (.74)
Indice santé 3 états 20-30 000\$	1,32 (.60)	1,47 (.65)	1,56 (.74)	1,66 (.75)	1,55 (.70)
Indice santé 3 états 30-40 000\$	1.34 (.63)	1.47 (.67)	1.51 (.68)	1.55 (.70)	1.54 (.69)
Indice santé 3 états 40-50 000\$	1.29 (.54)	1.51 (.71)	1.45 (.67)	1.50 (.71)	1.46 (.65)
Indice santé 3 états 50-60 000\$	1,25 (.53)	1,54 (.74)	1,41 (.65)	1,42 (.60)	1,51 (.64)
Indice santé 3 états 60-80 000\$	1.21 (.50)	1.37 (.61)	1.39 (.64)	1.44 (.61)	1.43 (.61)
Indice santé 3 états 80 000\$+	1.24 (.56)	1.39 (.64)	1.37 (.58)	1.38 (.62)	1.38 (.58)
Indice santé 3+4+5/total %	7,54	10,68	9,63	10,12	8,27
Si revenu <30 000\$ %	12,20	11,55	14,29	17,63	13,61
Si revenu 30 000\$-50 000\$ %	6,47	11,57	10,40	12,39	10,11
Si revenu 50 000\$ et plus %	4,90	9,65	7,36	6,79	6,07
Problèmes de santé chronique %	8,79	12,31	n.d.	12,15	n.d.
Si revenu <30 000\$ %	11,40	14,29	n.d.	15,61	n.d.
Si revenu 30 000\$-50 000\$ %	7,46	12,09	n.d.	12,18	n.d.
Si revenu 50 000\$ et plus %	7,82	11,37	n.d.	11,05	n.d.
Pourcentage avec un revenu de :					
<20 000\$	17	14	12	10	8
20 000\$-30 000\$	13	11	10	8	8
30 000\$-40 000\$	15	15	14	12	11
40 000\$-50 000\$	14	14	13	13	13
50 000\$-60 000\$	12	13	13	14	13
60 000\$-80 000\$	16	17	19	18	19
80 000\$+	14	16	20	25	28
Enfant					
Bébé garçon en %	51	51	50	50	50
Fratrie moyenne à la maison	0,84	0,84	0,97	1,11	1,18
Rang de naissance1/ou 2 au cycle 1%	44/40	44/40	45/39	45/39	45/39
Moins de 2,5 kilos en %	3,22	3,21	3,20	3,01	3,31
Prématuré (<37semaines) en %	4,85	4,94	4,87	4,88	4,91
Indice cum. risque néonatal (0 ou 1) ²	76	76	76	76	76
Cat. retard croissance intra-utérine ³ :					
non %	92	92	92	92	92
entre le 5 ^{ième} et 9 ^{ième} décile %	5	4	4	4	4
sous le 5 ^{ième} décile %	4	4	4	4	4
Score APGAR-5 minutes (sur 10)	9,4	9,4	9,4	9,5	9,4
Asthme %	n.d.	7,0	7,2	6,1	n.d.
Problème(s) chronique(s) %	8,9	12,3	n.d.	12,2	n.d.

Tableau 2A : fin

Caractéristiques	Cycle 1	Cycle 2	Cycle 3	Cycle 4	Cycle 5
Admission hôpital 1 nuit ou plus %	13	12	8	5	2
Si revenu <30 000\$ %	15	14	10	7	1
Si revenu 30 000\$-50 000\$ %	13	13	8	6	3
Si revenu 50 000\$ et plus %	10	11	7	4	4
Nombre de visites médicales ⁴	4,4	6,0	3,9	3,4	n.d.
Plus infirmières de santé publique	7	8	4,8	4,1	n.d.
Si revenu <30 000\$ %	4,5	5,7	4,0	3,7	n.d.
Si revenu 30 000\$-50 000\$ %	4,3	5,6	3,8	3,5	n.d.
Si revenu 50 000\$ et plus %	4,2	6,3	3,9	3,4	n.d.
Mère					
Âge mère ⁵	29,3	30,4	31,4	32,4	32,6
Né au Canada %	89	89	90	90	90
Immigrante <10 ans %	7	6	5	4	4
Immigrante 10 ans et plus %	4	5	5	6	6
Pas de diplôme études secondaires %	16	15	15	13	13
Diplôme études secondaires %	10	11	10	8	8
Études postsecondaires partielles %	18	18	17	16	15
Diplôme professionnel ou com. %	10	10	11	14	14
Diplôme collégial ⁶ %	13	14	14	14	15
Études universitaires partielles %	5	5	6	6	6
Diplôme universitaire %	27	27	27	29	29
Santé de la mère (1+2) %	78	78	77	76	73
Travaille à l'enquête %	18	62	63	65	67
Au cours des 12 derniers mois :					
Travail à temps plein %	53	49	55	59	n.d.
Travail à temps partiel %	17	20	20	19	n.d.
N'a pas travaillé %	30	30	35	22	n.d.
Comportements prudents					
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 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 a nourri au sein %	34	34	34	34	34
Mère a nourri partiellement au sein %	38	38	38	38	38
Mère n'a pas nourri au sein %	28	28	28	28	28

1. Avec ou sans revenu observé. Toutes les autres statistiques s'appliquent si le revenu familial est observé. 2. Échelle de 0 à 8 : dérivé 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 : du poids (ADMEPN2) et de la durée de la grossesse (ADMMDG2) en ajustant pour le sexe du nouveau-né selon la courbe de croissance canadienne de Kramer et autres (1993). 4. Le nombre varie entre 0 et 159. 5. 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 ans à 41 ans. 6. Diplôme après le cycle secondaire : cours professionnel (3 ans) ou cours général (2 ans); les deux types de diplômes permettent l'entrée à l'université.

Annexe 2 : Espérance conditionnelle de l'état de santé en fonction du log du revenu familial (lissage par régression locale pondérée) selon la « bande choisie de lissage entre les observations des sous-ensembles centraux » ($bw_{width} = .8$ impose un plus grand lissage que $=.4$), le nombre d'états et la restriction sur le revenu

Figure 1A : 5mois-50 mois, 3 états (indices 1, 2, 3+4+5) et revenu supérieur à 10 000\$ (9 610 observations)

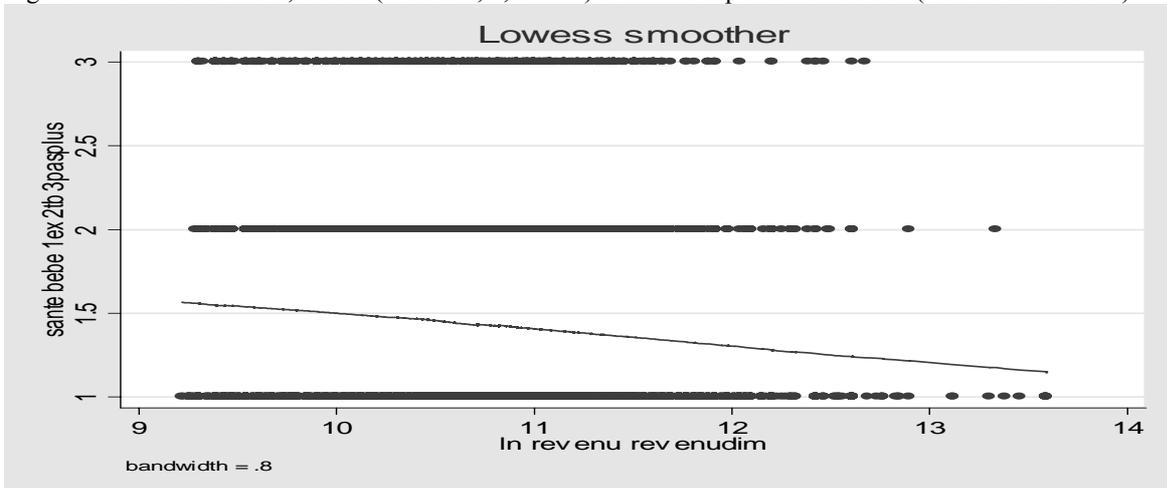


Figure 1B : 5mois-50 mois, 3 états (indices 1, 2, 3+4+5) et revenu supérieur à 10 000\$ (9 610 observations)

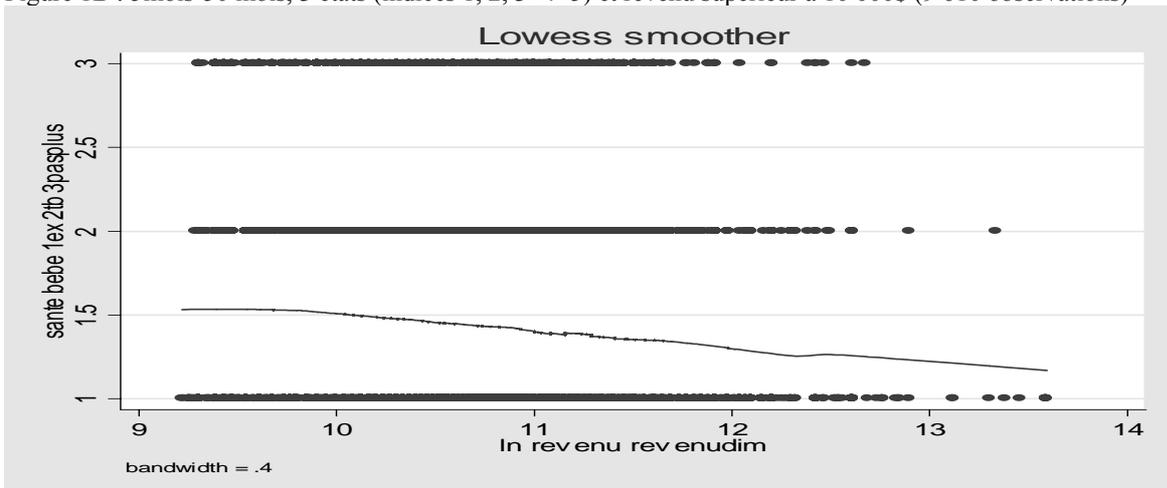


Figure 1C : 5mois-50 mois, 5 états (indices 1, 2, 3, 4, 5) et tous les revenus (9 939 observations)

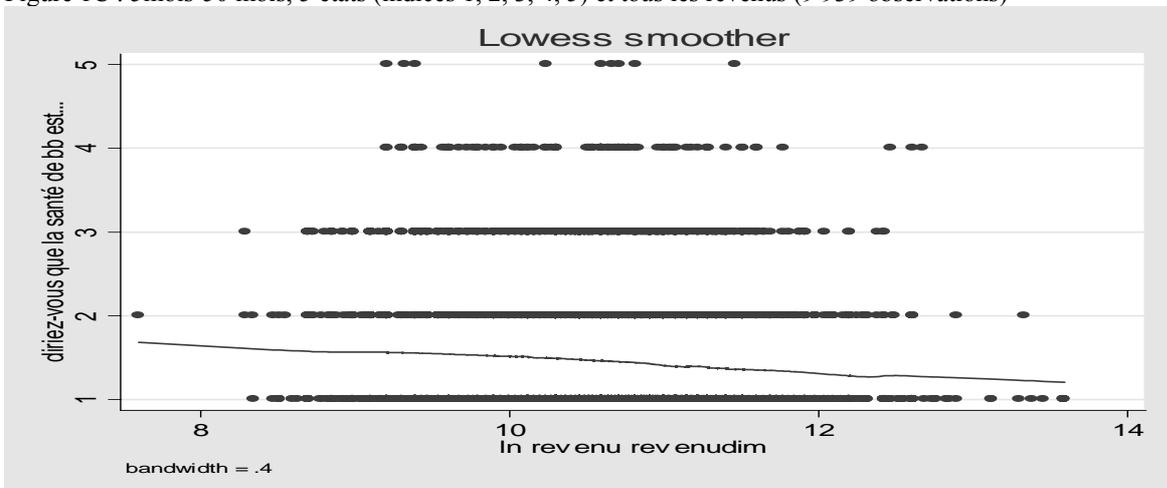


Figure 2A: cycle 1-5 mois, 3 états (indices 1, 2, 3+ 4+5) et revenus supérieurs à 10 000\$ (1 974 observations)

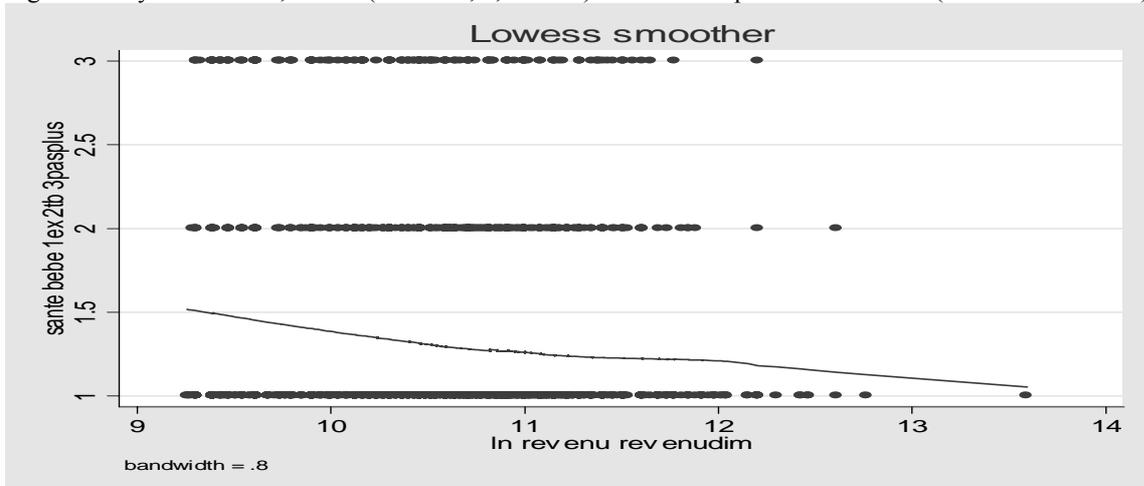


Figure 2B: cycle 1-5 mois, 3 états (indices 1, 2, 3+ 4+5) et revenus supérieurs à 10 000\$ (1 974 observations)

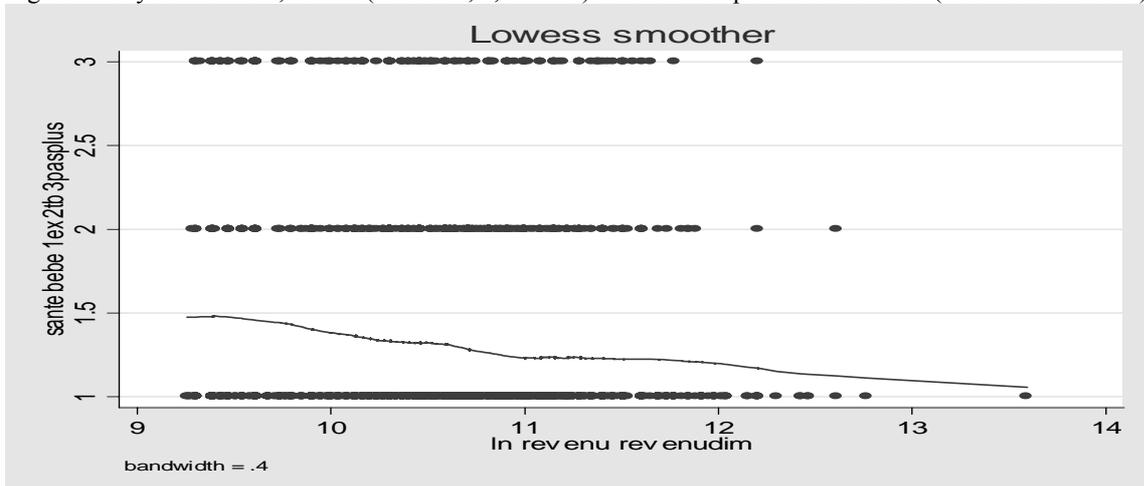


Figure 2C: cycle 1-5 mois, 5 états (indices 1, 2, 3, 4, 5) et tous les revenus (2 083 observations)

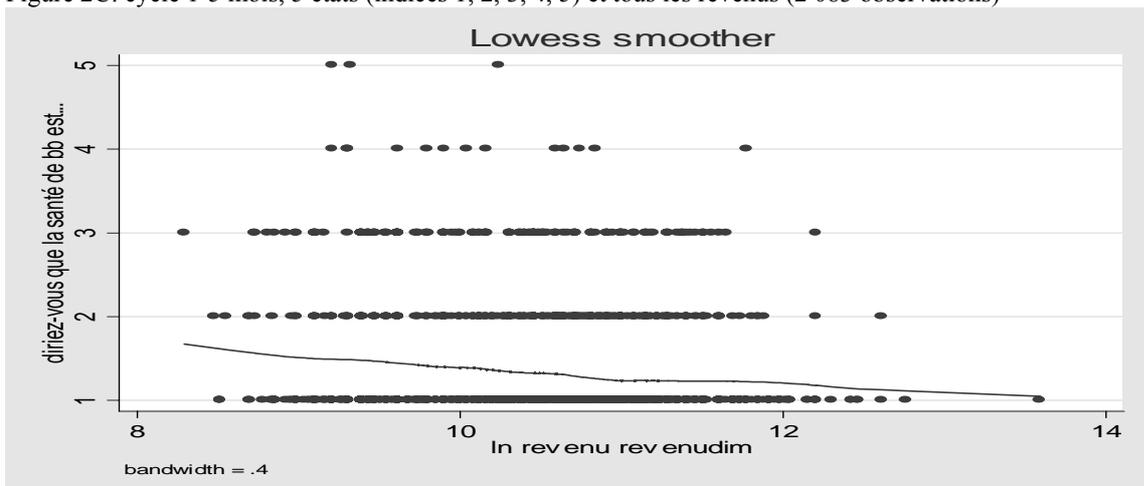


Figure 3A : cycle 2-17 mois, 3 états (indices 1, 2, 3+ 4+5) et revenus supérieurs à 10 000\$ (1 952 observations)

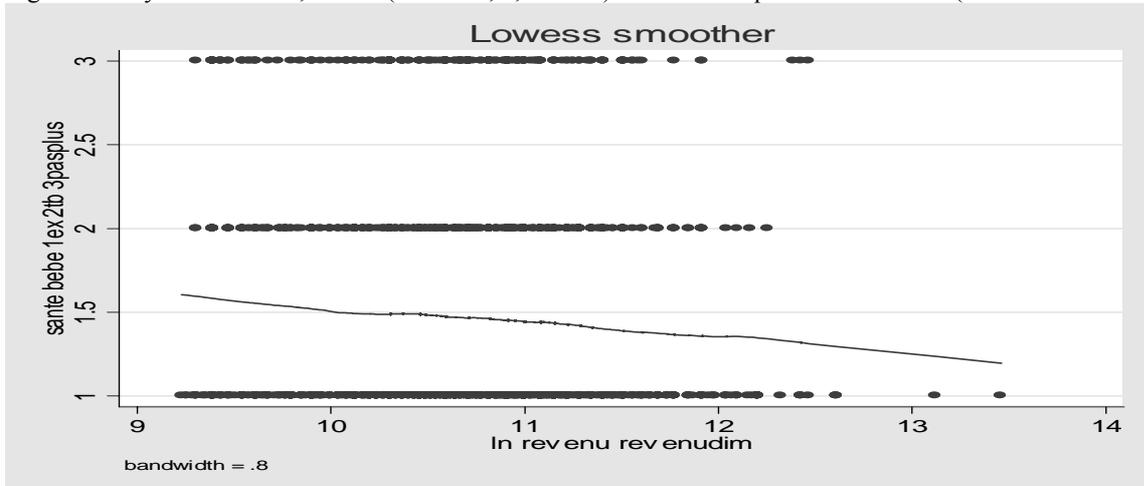


Figure 3B: cycle 2-17 mois, 3 états (indices 1, 2, 3+ 4+5) et revenus supérieurs à 10 000\$ (1 952 observations)

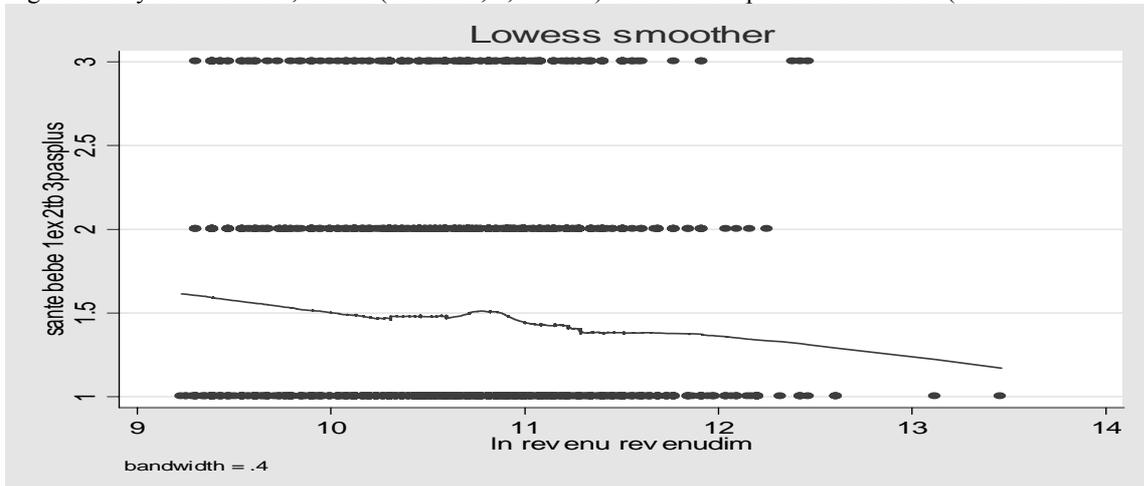


Figure 3C: cycle 2-17 mois, 5 états (indices 1, 2, 3, 4, 5) et tous les revenus (2 023 observations)

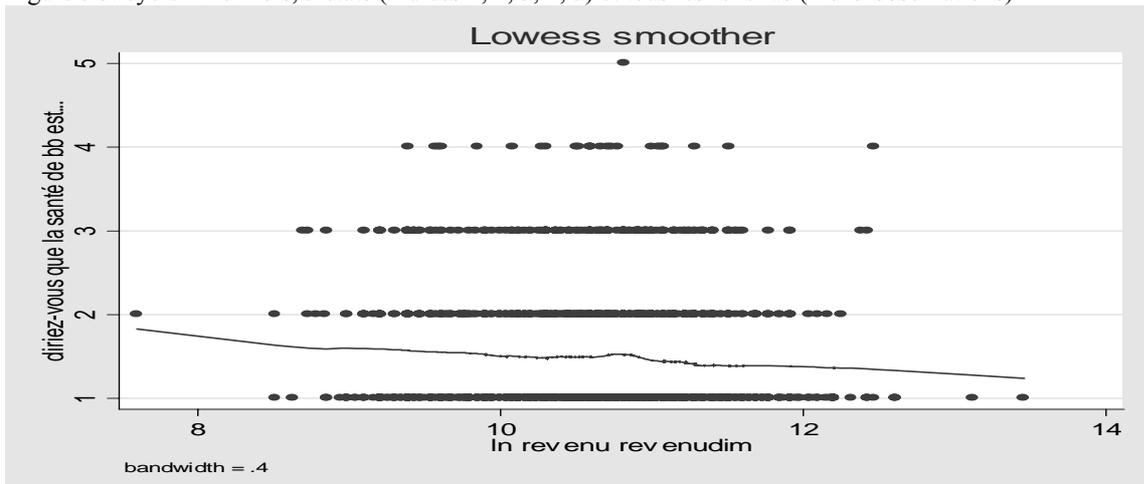


Figure 4A : cycle 3-28 mois, 3 états (indices 1, 2, 3+ 4+5) et revenus supérieurs à 10 000\$ (1 915 observations)

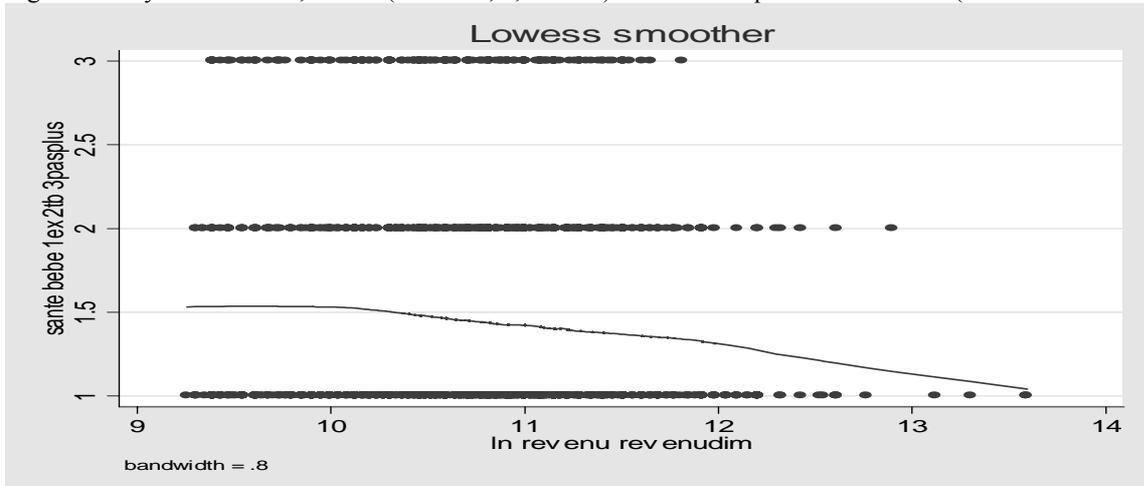


Figure 4B : cycle 2-28 mois, 3 états (indices 1, 2, 3+ 4+5) et revenus supérieurs à 10 000\$ (1 915 observations)

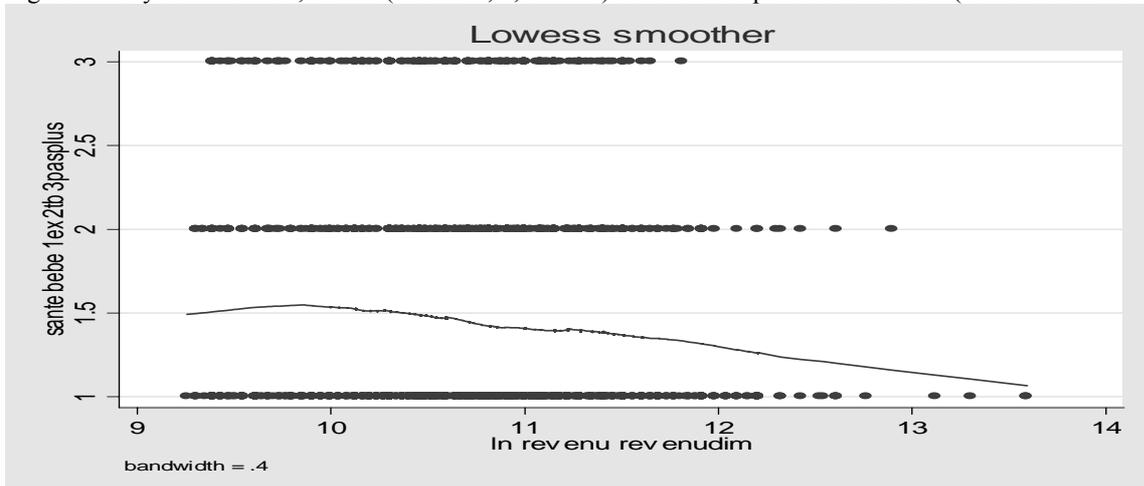


Figure 4C : cycle 3-28 mois, 5 états (indices 1, 2, 3, 4, 5) et tous les revenus (1 972 observations)

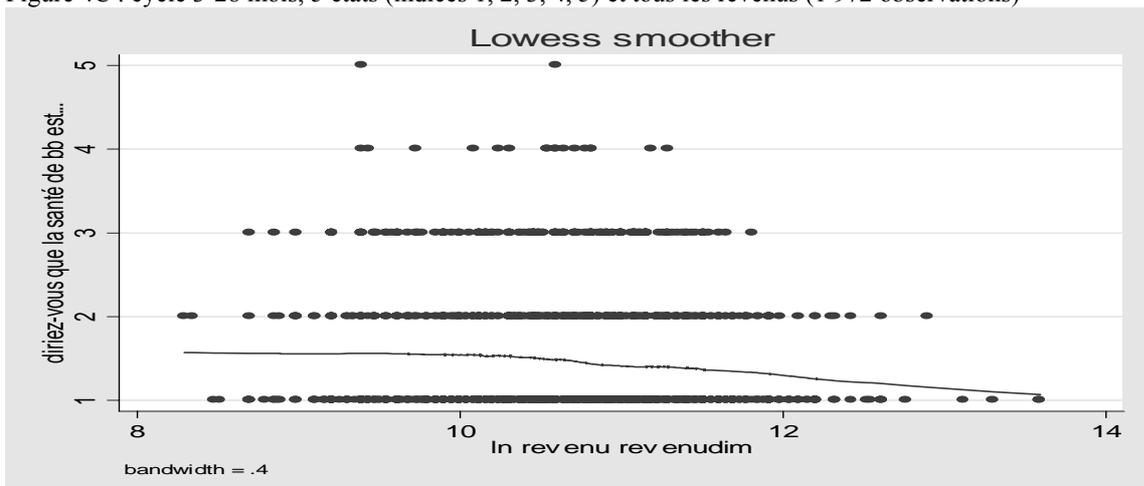


Figure 5A : cycle 4-41 mois, 3 états (indices 1, 2, 3+ 4+5) et revenus supérieurs à 10 000\$ (1 874 observations)

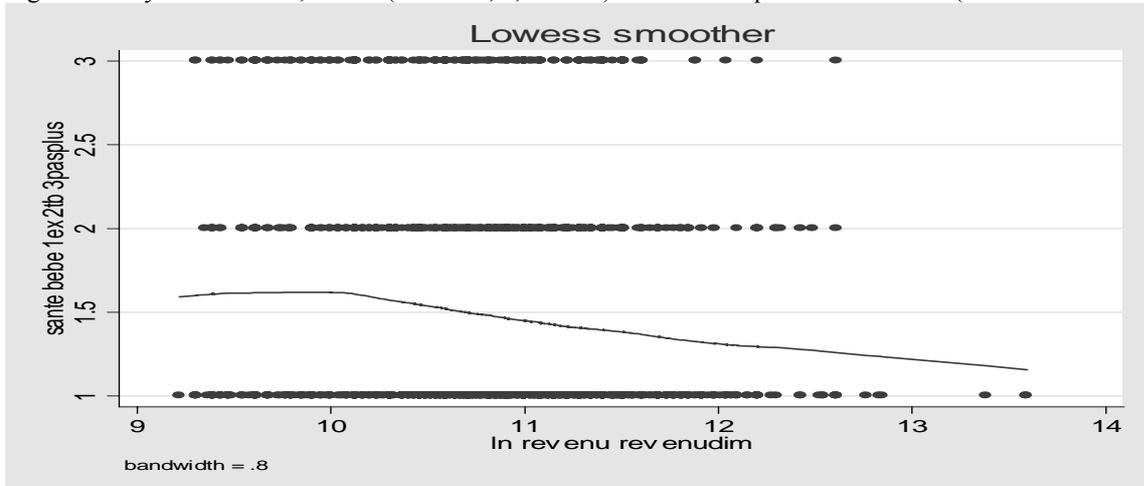


Figure 5B : cycle 4-41 mois, 3 états (indices 1, 2, 3+ 4+5) et revenus supérieurs à 10 000\$ (1 874 observations)

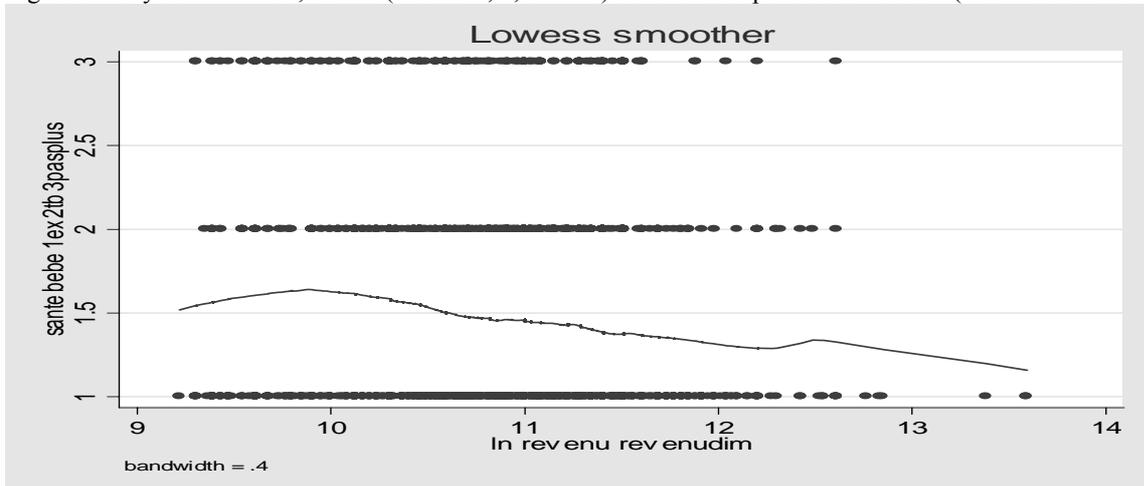


Figure 5C : cycle 4-41 mois, 5 états (indices 1, 2, 3, 4, 5) et tous les revenus (1 926 observations)

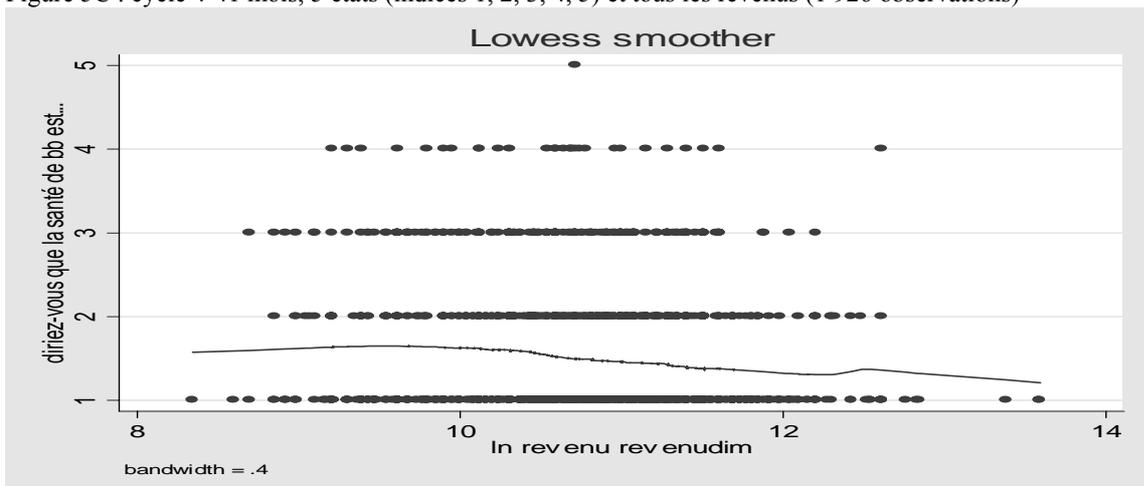


Figure 6A : cycle 5-50 mois, 3 états (indices 1, 2, 3+ 4+5) et revenus supérieurs à 10 000\$ (1 895 observations)

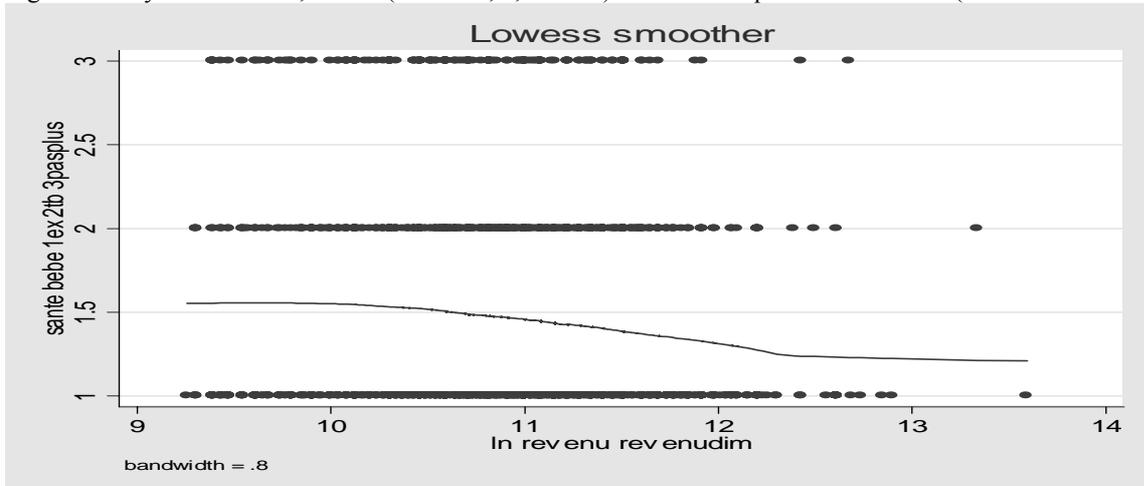


Figure 6B : cycle 5-50 mois, 3 états (indices 1, 2, 3+ 4+5) et revenus supérieurs à 10 000\$ (1 895 observations)

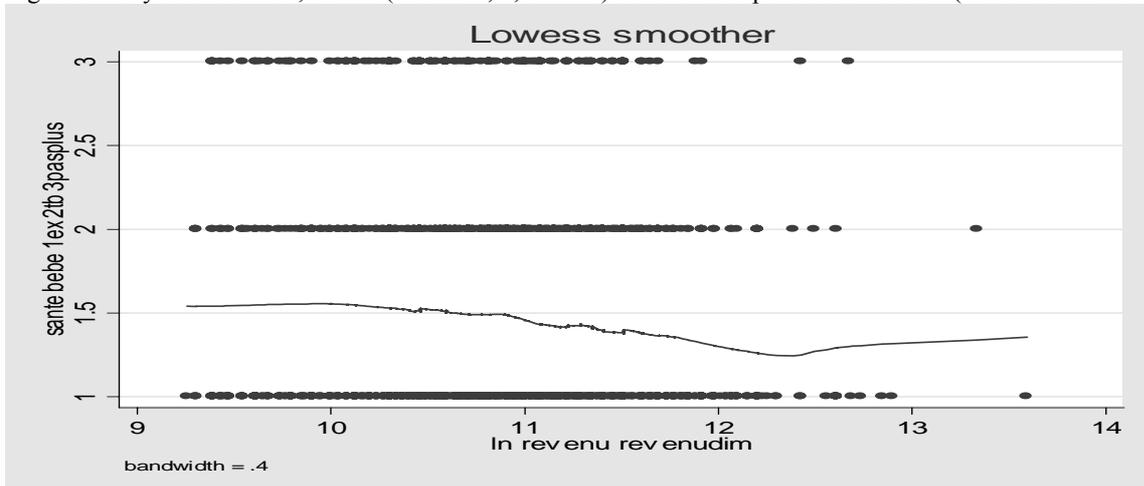
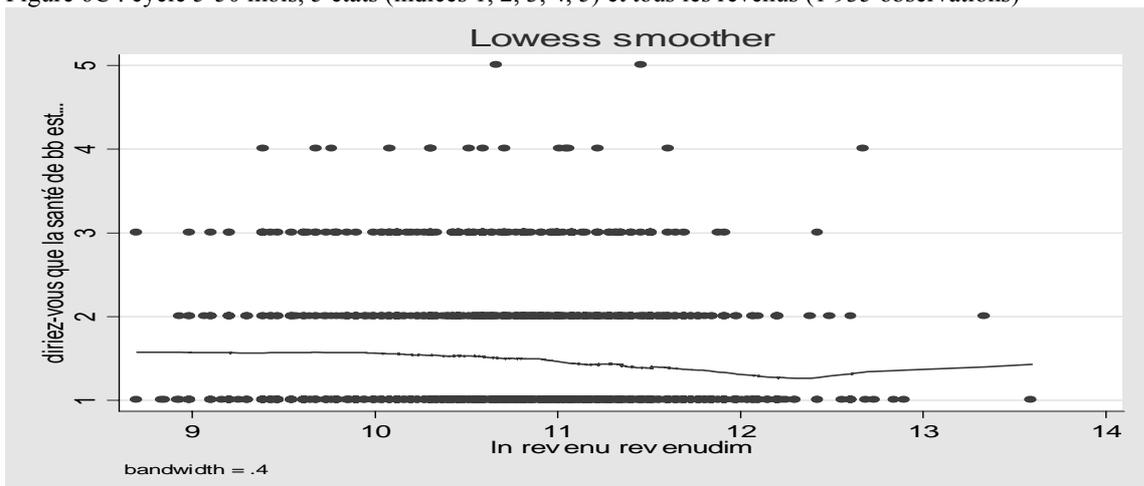


Figure 6C : cycle 5-50 mois, 5 états (indices 1, 2, 3, 4, 5) et tous les revenus (1 935 observations)



Annexe 3 : Espérance conditionnelle de l'état de santé en fonction du log du revenu familial, estimation polynomiale (sans et avec variables de contrôles-3A)

Figure 3A.1 : Régression (MCO) avec variables de contrôle (3A) et 5 états, 5-50 mois (9 876 observations)

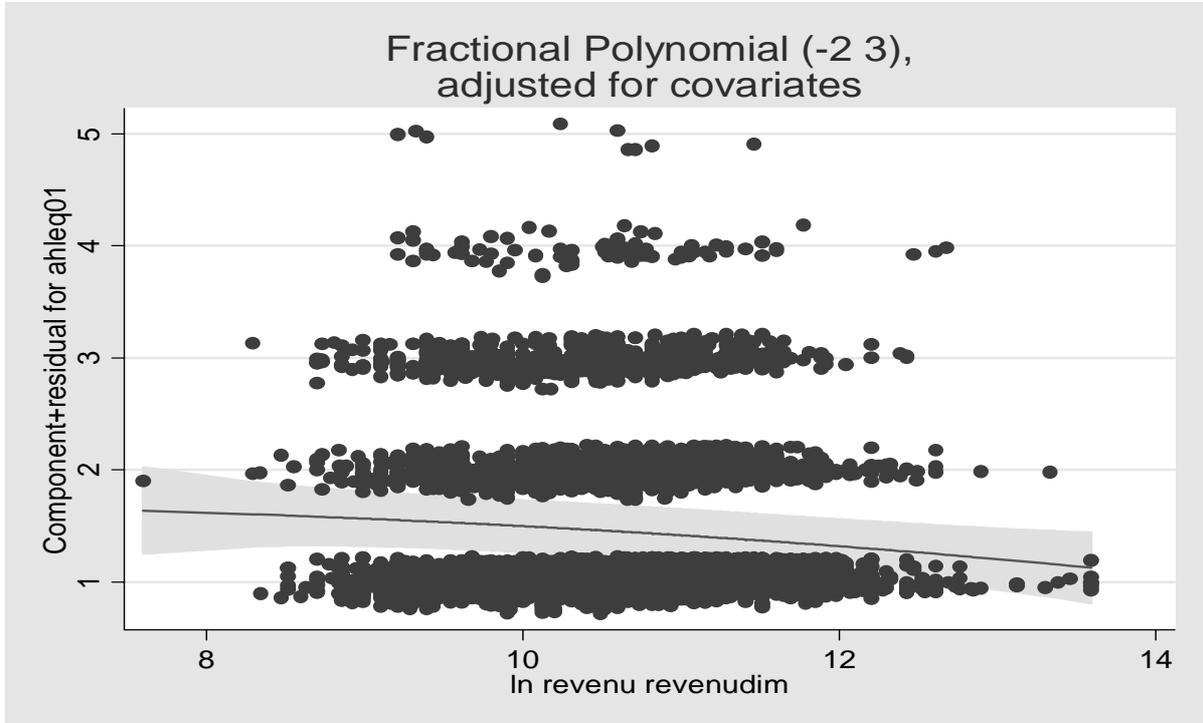


Figure 3A.2 : Régression (MCO) avec variables de contrôle (3A) et 3 états, 5-50 mois (9 876 observations)

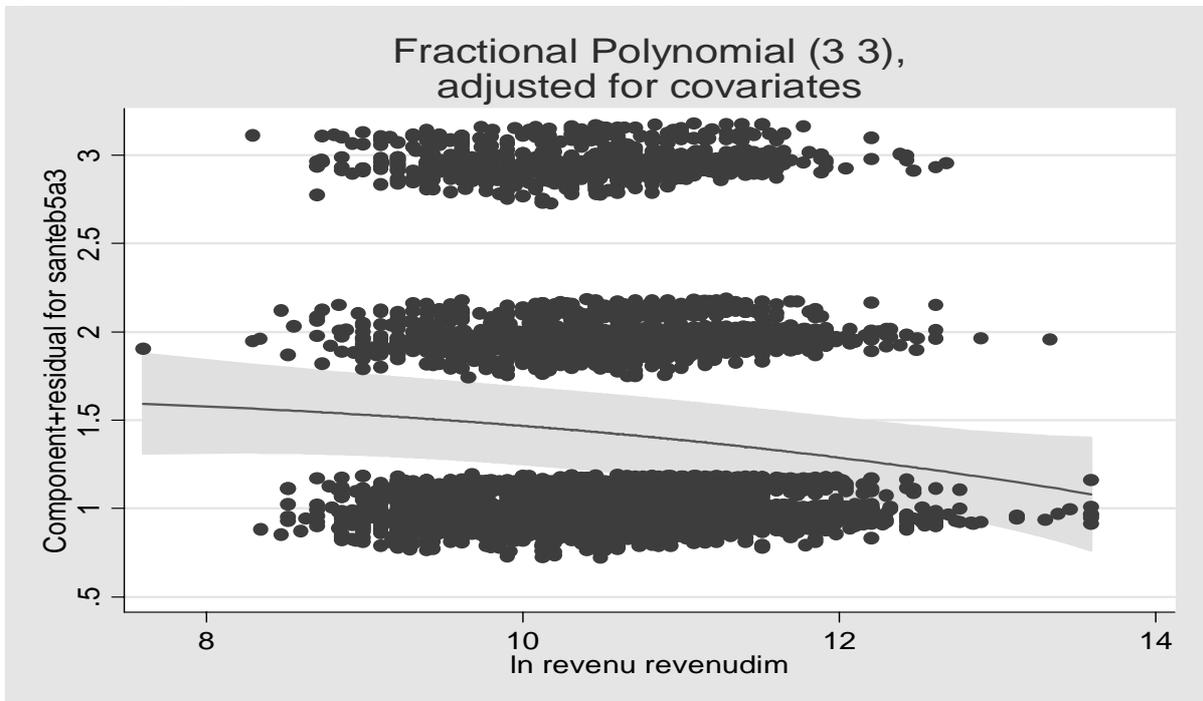


Figure 3A.3 : Régression (MCO) avec variables de contrôle (3A) et variables supplémentaires (poids naissance <2,5kilos, prématurité, allaitement maternel, santé de la mère), 4 états, 5-50 mois (9 854 observations)

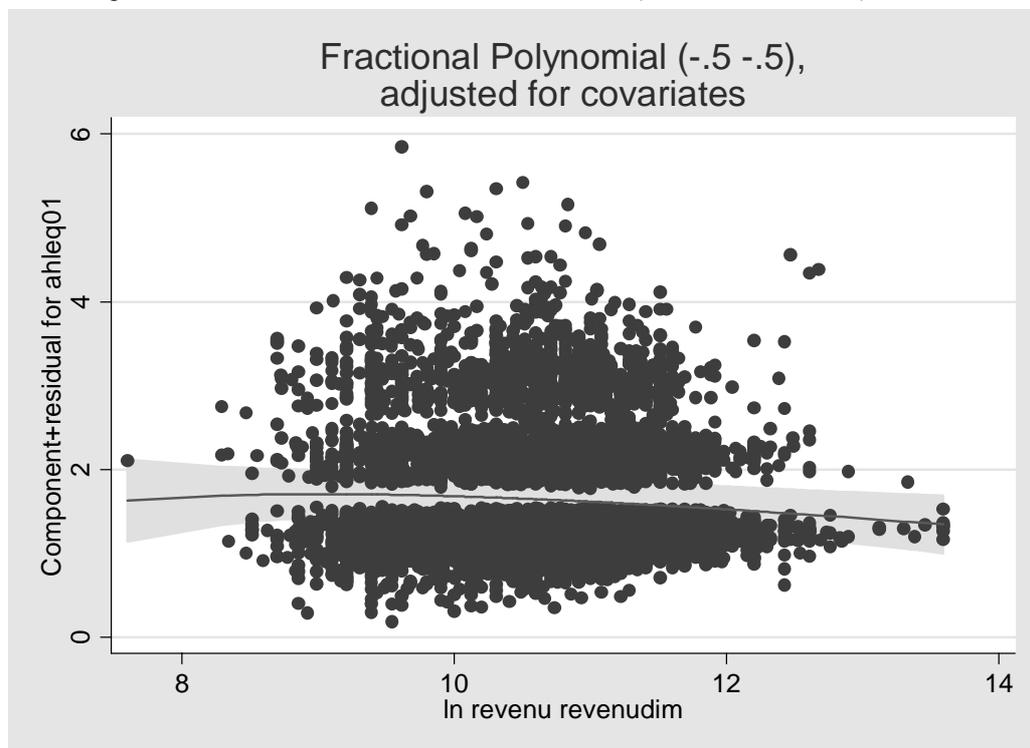


Figure 3A.4 : Régression (MCO) avec variables de contrôle (3A) et variables supplémentaires (poids naissance <2,5kilos, prématurité, allaitement maternel, santé de la mère), 5 états, 5-50 mois (9 863 observations)

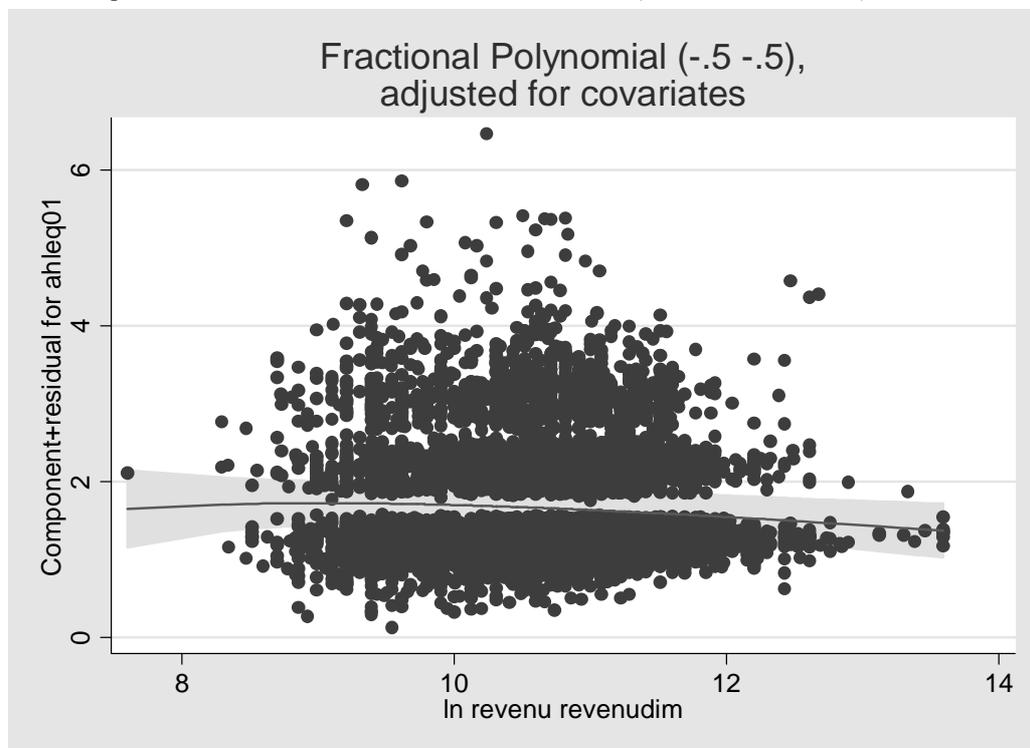


Figure 3A.5 : Régression (MCO) sans variable de contrôle et 3 états, 5-50 mois (9 939 observations)

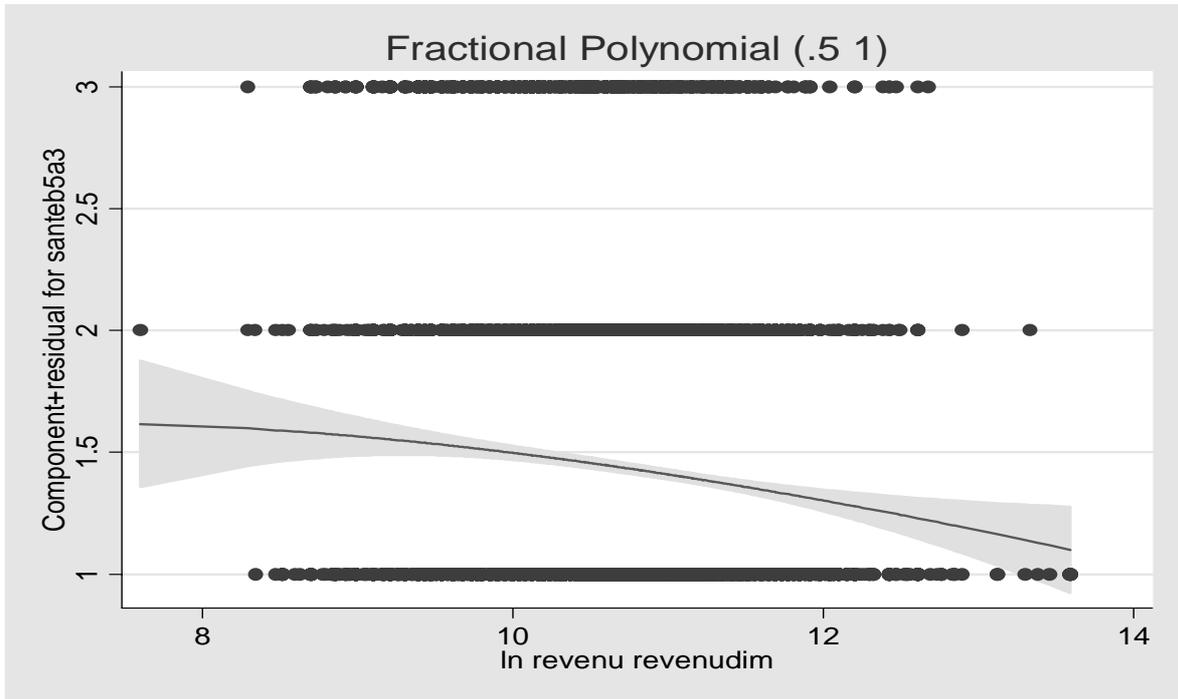


Figure 3A.6 : Régression (MCO) sans variable de contrôle et 5 états, 5-50 mois (9 939 observations)

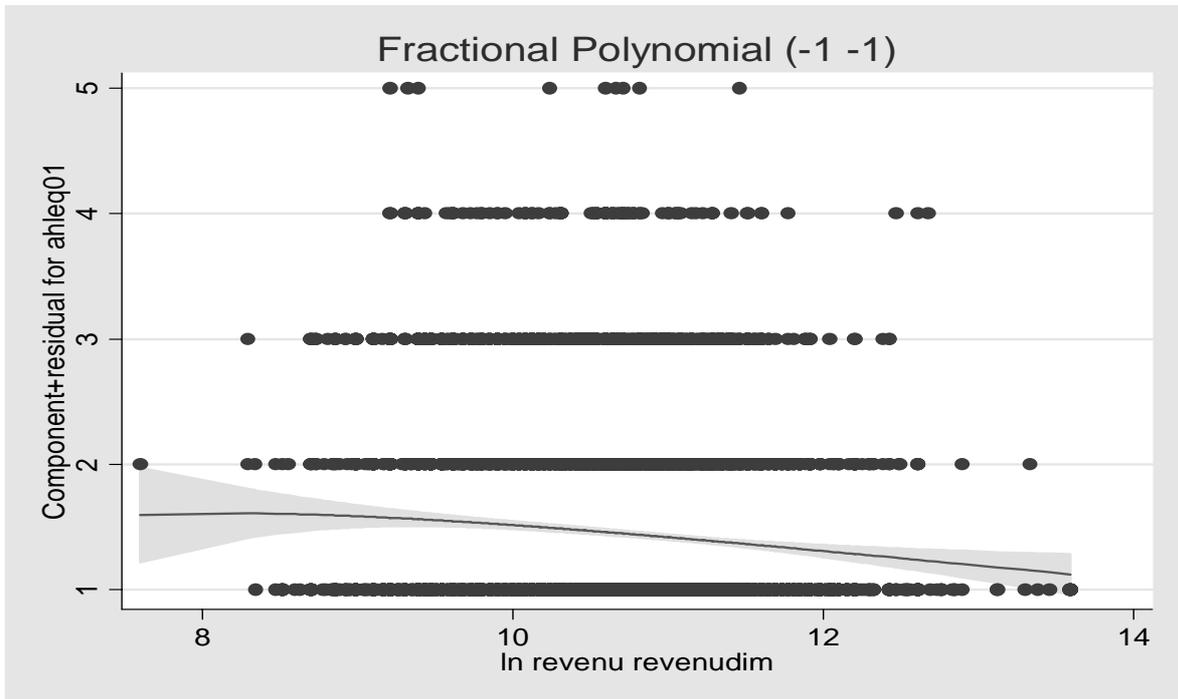


Tableau 1: Indice de la santé à l'enquête et fréquences de la bonne santé au cours des 12 derniers mois en pourcentage, ÉLDEQ, cycle 1-5

État de santé	Cycle 1	Cycle 2 (cycle 1) ¹	Cycle 3	Cycle 4	Cycle 5
Indice de la santé à l'enquête					
Excellente=1	76	64 (72)	65	62	62
Très bonne=2	16	25 (18)	25	27	30
Bonne=3	7	9 (7)	9	9	7
Passable=4	1	1 (2)	1	1	1
Mauvaise=5	≈0	≈0 (1)	≈0	≈0	≈0
Nb. d'observations	2,120	2,045	1,997	1,950	1,944
Fréquence de la bonne santé au cours des 12 derniers mois					
Presque toujours=1	88	n.a.	85	86	88
Souvent=2	9	n.a.	11	10	9
Moitié du temps=3	2	n.a.	3	3	3
Parfois=4	1	n.a.	1	1	≈0
Jamais=5	≈0	n.a.	≈0	≈0	≈0
Nb. d'observations	2,120	2,045	1,997	1,950	1,944

1. Question rétrospective sur l'état de santé à la naissance.

Tableau 2: Transitions entre les états de santé en pourcentage, ÉLDEQ

Indice de la santé à l'enquête					
Cycle 1	Cycle 5				Total (Observations)
	1=Excellente	2=Très bonne	3=Bonne	4-5=passable /mauvaise	
1=Excellente	51	21	5	≈0	77 (1,492)
2=Très bonne	8	6	1	≈0	16 (305)
3=Bonne	3	3	1	≈0	7 (132)
4-5=Passable/mauv.	0	0	0	≈0	≈0 (15)
Total (Observations)	62 (1,200)	30 (582)	7 (144)	≈1 (18)	100 (1,944)
Fréquence de bonne santé au cours des derniers 12 mois					
Cycle 1	Cycle 5				Total (Observations)
	1=Presque toujours	2=Souvent	3=Moitié du temps	4-5= Parfois/ jamais	
1=Presque toujours	78	7	2	≈1	88 (1,710)
2=Souvent	8	1	≈0	0	9 (170)
3=Moitié du temps	2	≈1	0	0	2 (44)
4-5=Parfois/jamais	1	≈0	0	0	1 (20)
Total (Observations)	88 (1,704)	9 (179)	3 (50)	≈0 (10)	100 (1,944)
Indice de la santé à l'enquête					
Cycle 2	Cycle 5				Total (Observations)
	1=Excellente	2=Très bonne	3=Bonne	4-5=passable /mauvaise	
1=Excellente	46	16	3	≈0	64 (1,244)
2=Très bonne	13	10	2	0	25 (491)
3=Bonne	3	4	1	≈0	9 (176)
4-5=Passable/mauv.	0	0	1	0	1 (24)
Total (Observations)	62 (1,195)	30 (579)	7 (143)	≈1 (18)	100 (1,935)
Indice de la santé à l'enquête					
Cycle 2	Cycle 4				Total (Observations)
	1=Excellente	2=Très bonne	3=Bonne	4-5=passable /mauvaise	
1=Excellente	40	17	6	1	64 (1,242)
2=Très bonne	16	7	2	0	26 (498)
3=Bonne	6	3	1	≈1	10 (186)
4-5=Passable/mauv.	1	1	0	0	0 (24)
Total (Observations)	62 (1,216)	28 (536)	9 (168)	≈2 (30)	100 (1,950)
Cycle 4	Cycle 5				Total (Observations)
	1=Excellente	2=Très bonne	3=Bonne	4-5=passable /mauvaise	
1=Excellente	48	12	2	0	62 (1,199)
2=Très bonne	12	14	2	≈0	27 (526)
3=Bonne	2	3	2	≈0	10 (164)
4-5=Passable/mauv.	0	1	1	0	1 (29)
Total (Observations)	62 (1,187)	30 (570)	7 (143)	≈1 (18)	100 (1,918)

Tableau 3 : Indices de la santé et revenu familial, ÉLDEQ, cycles 1-5^A

Probit ordonné des indices de la santé (1=excellente, 2=très bonne; 3=bonne ou passable ou mauvaise)						
À moyen en mois	5	17	28	41	50	5-50 ^B
Observations : variables 1A et B	2,086	2,025	1,972	1,923	1,933	9,939
2A	2,117	2,042	1,986	1,929	1,920	9,994
2B	2,117	2,041	1,985	1,927	1,918	9,988
Variables 1A et 1B: garçon (fille) et âge en mois et variables d'années pour l'échantillon total						
Log (revenu familial) 1A	-2,240 (.042) ¹	-1,140 (.040) ¹	-1,168 (.039) ¹	-2,234 (.042) ¹	-1,188 (.042) ¹	-1,194 (.026) ¹
Catégorie de revenu 1B (<\$20,000)						
\$20,000-\$30,000	-2,279 (.106) ¹	-1,128 (.104)	.039 (.120)	.075 (.131)	-.034 (.140)	-.090 (.064)
\$30,000-\$40,000	-2,206 (.100) ²	-1,138 (.099)	.032 (.109)	-.091 (.120)	-.035 (.128)	-.116 (.062) ³
\$40,000-\$50,000	-3,13 (.101) ¹	-1,108 (.101)	-.134 (.113)	-.185 (.124)	-.182 (.127)	-.201 (.064) ¹
\$50,000-\$60,000	-4,63 (.112) ¹	-.027 (.104)	-.236 (.114) ²	-.292 (.117) ²	-.078 (.123)	-.228 (.063) ¹
\$60,000-\$80,000	-5,38 (.105) ¹	-3,24 (.097) ¹	-.243 (.105) ²	-.267 (.111) ²	-.249 (.118) ²	-.334 (.062) ¹
>\$80,000	-4,70 (.110) ¹	-.298 (.100) ¹	-.266 (.101) ¹	-.410 (.110) ¹	-.326 (.113) ¹	-.372 (.064) ¹
Variables 2A: garçon (fille), âge en mois; âge et niveau d'études de la mère; et années pour l'échantillon total						
(Pas de diplôme études sec.)						
Diplôme d'études secondaires	-.163 (.113)	-.153 (.107)	.019 (.110)	-.010 (.124)	-.185 (.127)	-.096 (.071)
Études secondaires partielles	-.315 (.098) ¹	-.074 (.094)	-.057 (.098)	-.031 (.103)	-.094 (.107)	-.114 (.061) ³
Diplôme prof. ou commercial	-.259 (.115) ²	-.050 (.109)	-.031 (.114)	.013 (.108)	-.019 (.109)	-.070 (.067)
Diplôme collège	-.287 (.105) ¹	-.272 (.146) ¹	-.232 (.107) ²	-.060 (.105)	-.123 (.106)	-.198 (.065) ¹
Études universitaires partielles	-.340 (.146) ²	-.273 (.134) ²	-.172 (.139)	-.375 (.150) ²	-.115 (.138)	-.258 (.092) ¹
Diplôme universitaire	-.465 (.095) ¹	-.216 (.090) ²	-.164 (.096) ³	-.321 (.099) ¹	-.227 (.099) ²	.280 (.062) ¹
Garçon (fille)	.160 (.058) ¹	.148 (.054) ¹	.118 (.055) ²	.018 (.055)	.055 (.055)	.094 (.037) ²
Variables 2B: garçon (fille), âge en mois; âge, diplôme le plus élevé et statut d'immigration de la mère; années pour l'échantillon total						
(Pas de diplôme)						
Diplôme études secondaires	-.224 (.088) ²	-.076 (.084)	-.062 (.088)	-.036 (.095)	-.126 (.097)	-.108 (.056) ³
Diplôme études postsecondaires	-.239 (.088) ¹	-.129 (.084)	-.155 (.089) ³	-.084 (.091)	-.074 (.090)	-.139 (.055) ²
Diplôme universitaire	-.378 (.096) ¹	-.137 (.089)	-.171 (.093) ³	-.321 (.098) ¹	-.221 (.096) ²	-.252 (.060) ¹
Au Canada depuis moins de 10 ans	.300 (.109) ¹	.342 (.105) ¹	.296 (.117) ²	.384 (.138) ¹	.143 (.168)	.301 (.081)
Au Canada depuis au moins 10 ans	-.123 (.140)	-.240 (.139)	-.086 (.127)	.305 (.113) ¹	.097 (.120)	.049 (.082)
Garçon (fille)	.165 (.059) ¹	.147 (.054) ¹	.114 (.055) ²	-.025 (.055)	.058 (.055)	.095 (.037) ¹

Tableau 3 fin

Observations variables 3	2,084	2,019	1,960	1,903	1,909	9,875
Variables 3A: garçon (fille), âge en mois, fratrie; âge, diplôme le plus élevé et statut d'immigration de la mère; et années pour l'échantillon total						
Log (revenu familial)	-.165 (.056) ¹	-.122 (.051) ²	-.147 (.050) ¹	-.172 (.050) ¹	-.141 (.051) ¹	-.152 (.032) ¹
Garçon (fille)	.146 (.059) ²	.145 (.055) ¹	.116 (.055) ²	-.026 (.056)	.058 (.055)	.091 (.037) ²
Taille fratrie	.147 (.034) ¹	.111 (.031) ¹	.042 (.034)	.002 (.033)	-.015 (.033)	.059 (.021) ¹
Au Canada depuis moins de 10 ans	.191 (.119)	.244 (.113) ²	.232 (.120) ³	.308 (.141) ²	.054 (.169)	.211 (.082) ¹
Au Canada depuis au moins 10 ans (Pas de diplôme)	-.195 (.150)	-.068 (.142)	-.122 (.129)	.255 (.116) ²	.076 (.120)	.004 (.083)
Diplôme études secondaires	-.159 (.090) ³	-.036 (.086)	-.023 (.090)	.009 (.097)	-.069 (.099)	-.057 (.057)
Diplôme études postsecondaires	-.142 (.092)	-.066 (.089)	-.082 (.094)	.007 (.095)	.009 (.095)	-.056 (.058)
Diplôme universitaire	-.228 (.105) ²	-.036 (.099)	-.050 (.105)	-.167 (.108)	-.077 (.108)	-.114 (.066) ³
Variables 3B: garçon (fille), âge en mois, fratrie; âge, diplôme le plus élevé et statut d'immigration de la mère; et années pour l'échantillon total						
Catégorie de revenu (<\$20,000)						
\$20,000-\$30,000	-.266 (.110) ²	-.119 (.106)	.047 (.122)	.060 (.133)	-.079 (.142)	-.095 (.066)
\$30,000-\$40,000	-.149 (.105)	-.122 (.102)	-.023 (.113)	-.072 (.123)	-.036 (.131)	-.098 (.064)
\$40,000-\$50,000	-.220 (.110) ²	-.062 (.106)	-.101 (.118)	-.162 (.127)	-.189 (.133)	-.164 (.068) ²
\$50,000-\$60,000	-.349 (.123) ¹	.020 (.113)	-.202 (.122) ³	-.225 (.122) ³	-.057 (.129)	-.175 (.069) ²
\$60,000-\$80,000	-.396 (.124) ¹	-.263 (.112) ²	-.195 (.117) ³	-.194 (.119)	-.202 (.125)	-.261 (.070) ¹
>\$80,000	-.287 (.136) ¹	-.266 (.121) ²	-.211 (.122) ³	-.269 (.125) ²	-.246 (.127) ³	-.275 (.076) ¹
Garçon (fille)	.149 (.059) ²	.142 (.055) ¹	.118 (.055) ²	-.021 (.056)	.057 (.055)	.092 (.037) ²
Taille fratrie	.149 (.035) ¹	.108 (.031) ¹	.037 (.035)	-.003 (.033)	-.017 (.034)	.057 (.021) ¹
Au Canada depuis moins de 10 ans	.196 (.119) ³	.264 (.114) ²	.235 (.120) ²	.304 (.141) ²	.061 (.170)	.221 (.082) ¹
Au Canada depuis au moins 10 ans (Pas de diplôme)	-.206 (.151)	-.053 (.142)	-.126 (.129)	.249 (.117) ²	.073 (.121)	.004 (.083)
Diplôme études secondaires	-.152 (.090) ³	-.050 (.086)	-.030 (.090)	.006 (.097)	-.072 (.099)	-.064 (.057)
Diplôme études postsecondaires	-.133 (.092)	-.091 (.089)	-.085 (.095)	-.000 (.095)	.002 (.095)	-.065 (.058)
Diplôme universitaire	-.240 (.105) ²	-.037 (.099)	-.071 (.106)	-.192 (.108) ³	-.091 (.108)	-.134 (.066) ²

A. Les écart-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Niveau de confiance statistique: 1=1 pourcent; 2=5 pourcent; 3=10 pourcent.

B. Dans l'échantillon total les écart-types sont ajustés pour tenir compte de la répétition des observations («clustering»).

Tableau 4: Indices de la fréquence de bonne santé au cours des 12 derniers et revenu familial, ÉLDEQ cycles 1-3-4-5^A

Probit ordonné des indices de bonne santé au cours des 12 derniers mois (1=Presque tout le temps, 2=souvent, 3=la moitié du temps ou parfois ou presque jamais)		temps ou parfois ou presque jamais				
		5	28	41	50	
À moyen en mois					0-50 ^B	
Observations : variables 1A et 1B		2,086	1,972	1,923	1,933	
2A		2,117	1,986	1,929	1,920	
2B		2,117	1,985	1,927	1,918	
Variables 1A et 1B: garçon (fille), âge en mois et variables d'années pour l'échantillon total						
Log (revenu familial) 1A		-.257 (.050) ¹	-.161 (.048) ¹	-.233 (.055) ¹	-.157 (.054) ¹	-.205(.031) ¹
Catégorie de revenu familial 1B (<\$20,000)						
\$20,000-\$30,000		-.213 (.117) ³	-.005(.139)	-.292(.159) ¹	-.097 (.172)	-.165 (.077) ³
\$30,000-\$40,000		-.241 (.114) ²	-.080(.130)	-.539(.152) ¹	-.162 (.156)	-.259 (.074) ¹
\$40,000-\$50,000		-.524 (.133) ¹	-.098(.134)	-.230(.135) ³	-.203 (.158)	-.274 (.077) ¹
\$50,000-\$60,000		-.651 (.146) ¹	-.133 (.135)	-.613(.140) ¹	-.197 (.156)	-.403 (.073) ¹
\$60,000-\$80,000		-.596 (.125) ¹	-.234(.127) ³	-.481(.132) ¹	-.166 (.143)	-.379(.072) ¹
>\$80,000		-.385 (.120) ¹	-.302(.125) ²	-.594(.128) ¹	-.365 (.139) ¹	-.443 (.073) ¹
Variables 2A: garçon (fille), âge en mois et variables d'années pour l'échantillon total						
(Pas de diplôme études sec.)						
Diplôme d'études secondaires		-.027 (.131)	.087 (.134)	-.005 (.159)	-.222 (.159)	-.029 (.084)
Études secondaires partielles		-.238 (.116) ²	.015 (.121)	.023 (.126)	-.209 (.134)	-.102 (.071)
Diplôme prof. ou commercial		-.200 (.130)	-.002 (.135)	-.016 (.132)	-.147 (.134)	-.094 (.078)
Diplôme collège		-.373 (.129) ¹	-.223 (.133) ³	-.188 (.138)	-.136 (.131)	-.231 (.079) ¹
Études universitaires partielles		-.426 (.189) ²	.030 (.169)	-.180 (.193)	-.514 (.197) ¹	-.258 (.108) ²
Diplôme universitaire		-.281 (.112) ²	-.020 (.118)	-.224 (.125) ³	-.247 (.121) ²	-.195 (.074) ¹
Garçon (fille)		.163 (.070) ²	.218 (.067) ¹	.012 (.070)	-.014 (.073)	.099 (.043) ²
Variables 2B: garçon (fille), âge en mois; âge, diplôme le plus élevé et statut d'immigration de la mère; et années pour l'échantillon total						
(Pas de diplôme)						
Diplôme études secondaires		-.148 (.103)	-.037 (.106)	.005 (.118)	-.207 (.121) ³	-.097 (.067)
Diplôme études postsecondaires		-.269 (.102) ¹	-.156 (.106)	-.111 (.114)	-.191 (.112) ³	-.185 (.066) ¹
Diplôme universitaire		-.213 (.112) ³	-.084 (.113)	-.215 (.125) ³	-.247 (.121) ²	-.197 (.072) ¹
Au Canada depuis moins de 10 ans		.165 (.070) ²	.212 (.067) ¹	.008 (.070)	-.013 (.073)	.100 (.043) ²
Au Canada depuis au moins 10 ans		.263 (.121) ²	.304 (.134) ²	.230 (.165)	.204 (.180)	.255 (.084) ¹
Garçon (fille)		-.035 (.179)	.055 (.148)	.200 (.143)	.099 (.154)	.091 (.086)

Tableau 4 fin

Observations variables 3	2,084	1,960	1,903	1,909	7,856
Variables 3A: garçon (fille), âge en mois, fratrie; âge, diplôme le plus élevé et statut d'immigration de la mère; et années pour l'échantillon total					
Log (revenu familial)	-.203 (.064) ¹	-.162 (.059) ¹	-.197 (.064) ¹	-.058 (.067)	-.161 (.037)
Garçon (fille)	.131 (.071) ³	.217 (.068) ¹	.016 (.072)	-.002 (.073)	.097 (.043) ²
Taille fratrie	.121 (.039) ¹	-.031 (.040)	.018 (.043)	-.072 (.043) ³	.013 (.025)
Au Canada depuis moins de 10 ans	.123 (.130)	.210 (.138)	.140 (.170)	.020 (.179)	.170 (.085) ²
Au Canada depuis au moins 10 ans (Pas de diplôme)	-.082 (.189)	.023 (.150)	.132 (.144)	.099 (.154)	.052 (.086)
Diplôme études secondaires	-.072 (.107)	.005 (.109)	.089 (.121)	-.172 (.123)	-.037 (.068)
Diplôme études postsecondaires	-.163 (.110)	-.078 (.112)	.028 (.118)	-.144 (.117)	-.090 (.069)
Diplôme universitaire	-.023 (.124)	.049 (.126)	-.004 (.136)	-.181 (.137)	-.043 (.079)
Variables 3B: garçon (fille), âge en mois, fratrie; âge, diplôme le plus élevé et statut d'immigration de la mère; et années pour l'échantillon total					
Catégorie de revenu (<\$20,000)	-.199 (.121) ³	.006 (.140)	-.293 (.161) ³	-.122 (.182)	-.164 (.078) ²
\$20,000-\$30,000	-.196 (.121)	-.053 (.133)	-.515 (.155) ¹	-.102 (.159)	-.220 (.077) ¹
\$30,000-\$40,000	-.451 (.143) ¹	-.070 (.139)	-.215 (.139)	-.119 (.162)	-.226 (.081) ¹
\$40,000-\$50,000	-.551 (.161) ¹	-.096 (.144)	-.571 (.145) ¹	-.107 (.160)	-.335 (.083) ¹
\$50,000-\$60,000	-.478 (.146) ¹	-.215 (.139)	-.427 (.140) ¹	-.019 (.152)	-.292 (.079) ¹
\$60,000-\$80,000	-.249 (.153)	-.306 (.147) ²	-.503 (.147) ¹	-.172 (.157)	-.341 (.085) ¹
>\$80,000	.142 (.071) ²	.214 (.068) ¹	.025 (.072)	-.005 (.073)	.101 (.043) ²
Garçon (fille)	.119 (.039) ¹	-.034 (.041)	.019 (.043)	-.069 (.044)	.013 (.025)
Taille fratrie	.107 (.129)	.214 (.139)	.154 (.172)	.211 (.180)	.172 (.086) ³
Au Canada depuis moins de 10 ans	-.097 (.190)	.024 (.151)	.107 (.143)	.099 (.155)	.049 (.086)
Au Canada depuis au moins 10 ans (Pas de diplôme)	-.047 (.108)	-.010 (.109)	.104 (.122)	-.185 (.124)	-.037 (.069)
Diplôme études secondaires	-.143 (.111)	-.096 (.112)	.048 (.118)	-.159 (.118)	-.089 (.069)
Diplôme études postsecondaires	-.052 (.126)	-.047 (.125)	-.008 (.136)	-.189 (.139)	-.062 (.078)

A. Les écart-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Niveau de confiance statistique: 1=1 pourcent; 2=5 pourcent; 3=10 pourcent.

B. Dans l'échantillon total les écart-types sont ajustés pour tenir compte de la répétition des observations («clustering»).

Tableau 5 : Une comparaison du gradient santé des enfants et revenu familial aux États-Unis, au Canada et au Québec

Le gradient aux États-Unis et au Canada								
Probit ordonné des indices 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 autres (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
Log du revenu moyen sans l'éducation de la mère	-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)
Log du revenu moyen avec l'éducation de la mère	-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)
Modèle linéaire de la probabilité d'une santé bonne ou passable ou mauvaise (=3+4+5)/(1+2)								
Log du revenu moyen 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 (2004) – ÉLDEQ								
Â moyen en mois			5	17	28	41	50	5-50
Nombre observations			2,084	2,019	1,960	1,903	1,909	9,875
Probit ordonné des indices de santé (1=excellente à 5=mauvaise)								
Log du revenu moyen sans l'éducation de la mère			-0.169** (0.055)	-0.107** (0.051)	-0.147** (0.049)	-0.160** (0.050)	-0.126** (0.050)	-0.145** (0.033)
Probit ordonné des indices de santé (1=excellente, 2=très bonne, 3=bonne ou passable ou mauvaise)								
Log du revenu moyen avec l'éducation de la mère			-0.240** (0.042)	-0.140** (0.040)	-0.168** (0.039)	-0.234** (0.042)	-0.188** (0.042)	-0.194** (0.026)
Log du revenu moyen avec l'éducation de la mère			-0.165** (0.056)	-0.122** (0.051)	-0.147** (0.050)	-0.172** (0.050)	-0.141** (0.051)	-0.152** (0.032)
Modèle linéaire de la probabilité d'une santé bonne ou passable ou mauvaise (=3+4+5)/(1+2)								
Log du revenu moyen avec l'éducation de la mère			-0.034** (0.010)	-0.014 (0.013)	-0.041** (0.011)	-0.039** (0.011)	-0.030** (0.011)	-0.032** (0.007)

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

Table 6: Indices de la santé, revenu familial avant congé de maternité et revenu permanent, ÉLDEQ, cycles 1-5^A

Probit ordonné des indices de la santé (1=excellente, 2=très bonne; 3=bonne ou passable ou mauvaise)					
Â moyen en mois Cycle	5 1	17 2	28 3	41 4	50 5
Log (revenu de maternité) [Observations]	-.195 (.051) ¹ [2,000]	-.097 (.047) ² [1,939]	-.089 (.047) ² [1,891]	-.094 (.047) ² [1,840]	-.083 (.049) ³ [1,829]
Log (revenu courant) [Observations]	-.165 (.056) ¹ [2,084]	-.122 (.051) ² [2,019]	-.147 (.050) ¹ [1,960]	-.172 (.050) ¹ [1,903]	-.141 (.051) ¹ [1,909]
Log (revenu de maternité) Log (revenu courant) [Observations]	-.136 (.093) -.074 (.107) [1,995]	-.031 (.069) -.091 (.076) [1,927]	.017 (.068) -.174 (.068) ¹ [1,873]	-.000 (.059) -.154 (.065) ² [1826]	-.003 (.063) -.139 (.066) ² [1,827]
Log du revenu moyen pour différents cycles (0=avant congé de maternité)					
Log revenu 0+1 [1,995]	-.214 (.057) ¹				
Log revenu 1+2 [1,995]		-.115 (.031) ¹			
Log revenu 0+1+2 [1,923]		-.141 (.056) ²			
Log revenu 1+2 [1,940]			-.175 (.055) ¹		
Log revenu 1+2+3 [1,917]			-.182 (.057) ¹		
Log revenu 0 à 3 [1,853]			-.183 (.059) ¹		
Log revenu 1+2 [1,887]				-.181 (.056) ¹	
Log revenu 1+2 [1,855]				.030 (.159)	
Log revenu 3+4 [1,855]				-.225 (.151)	
Log revenu 1 à 4 [1,836]				-.203 (.058) ¹	
Log revenu 0 à 4 [1,780]				-.188 (.060) ¹	
Log revenu 1+2+3 [1,872]					-.191 (.133)
Log revenu 0 à 3 [1,808]					-.164 (.061) ¹
Log revenu 1 à 4 [1,845]					-.185 (.061) ¹
Log revenu 0 à 4 [1,784]					-.172 (.062) ¹
Log revenu 1 à 5 [1,804]					-.197 (.062) ¹
Log revenu 0 à 5 [1,749]					-.186 (.064) ¹
Log revenu 1+2 [1,862]					-.290 (.168) ³
Log revenu 3+4 [1,862]					.091 (.164)
Log revenu 1+2+3 [1,862]					-.116 (.141)
Log revenu 4 [1,862]					-.196 (.110) ³
Log revenu 5 [1,862]					.118 (.133)

A. Même spécification qu'au tableau 3 (variables 3A). Les écart-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Niveau de confiance statistique: 1=1 pourcent; 2=5 pourcent; 3=10 pourcent.

Tableau 7A: Effets marginaux du revenu courant et des problèmes de santé chronique sur la probabilité d'un santé bonne, passable ou mauvaise (indices 3+4+5/1+2)

Variables explicatives	Proportion C=1 H=1	Log revenu seulement	Log revenu et tout problème	Log revenu seulement	Log revenu et asthme
Cycle 1 : âge moyen en mois =5 (nombre d'observations : 2 081)					
Santé bonne/pass./mauv=1	0,075	-0.034(.010) ₁	-0.027(.009) ₁		
Problème de santé (c=1)	0,089		0.215(.033) ₁		
Log revenu			-0.024(.010) ₂		
Problème de santé (c=1)			0.639(.518)		
Log revenu*problème			-0.014(.017)		
Cycle 2 : âge moyen en mois =17 (nombre d'observations : 2 016)					
Santé bonne/pass./mauv=1	0,107	-0.014(.013)	-0.012(.123)		
Problème de santé (c=1)	0,123		0.200(.030) ₁		
Log revenu			-0.015(.013)		
Problème de santé (c=1)			0.030(.289)		
Log revenu*problème			0.011(.023)		
Santé bonne/pass./mauv=1	0,107			-0.014(.01) ₁	-0.014(.012)
Asthme (c=1)	0,070				0.312(.032) ₁
Log revenu					-0.014(.013)
Asthme (c=1)					0.460(.726)
Log revenu*asthme					-0.006(.030)
Cycle 3 : âge moyen en mois = 28 (nombre d'observations : 1 960)					
Santé bonne/pass./mauv=1	0,096			-0.041(.01) ₁	-0.034(.010) ₁
Asthme (c=1)	0,072				0.295(.041) ₁
Log revenu					-0.029(.011) ₁
Asthme (c=1)					0.905(.160) ₂
Log revenu*asthme					-0.031(.024)
Cycle 4 : âge moyen en mois = 41 (nombre d'observations : 1 906)					
Santé bonne/pass./mauv=1	0,101	-0.039(.007) ₁	-0.033(.010) ₁		
Problème de santé (c=1)	0,122		0.195(.030) ₁		
Santé bonne/pass./mauv=1			-0.030(.012) ₁		
Problème de santé (c=1)			0.577(.553)		
Log revenu*problème			-0.016(.024)		
Santé bonne/pass./mauv=1	0,101			-0.039(.01) ₁	-0.036(.011) ₁
Asthme (c=1)	0,061				0.249(.046) ₁
Log revenu					-0.036(.012) ₁
Asthme (c=1)					0.129(.580)
Log revenu*asthme					0.006(.031)

Notes: C=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 suivant: allergies, bronchites, maladie cardiaque, épilepsie, maladie du rein ou tout autre type de problème chronique de santé et, autrement prend la valeur 0. H=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:

$$H^{B,P,M} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y + X\delta^C + \varepsilon^C$$

$$H^{B,P,M} = \theta_0 + \theta_1 \ln y + \theta_2 C + X\delta^C + \varepsilon^C$$

$$H^{B,P,M} = \delta_0 + \delta_1 \ln y + \delta_2 C + \delta_4 \ln y * C + X\delta^C + \varepsilon^C$$

Les variables de contrôles sont les mêmes qu'au tableau 3 (variables 3A). Les écart-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Niveau de confiance statistique: 1=1 pourcent; 2=5 pourcent; 3=10 pourcent.

Tableau 7B: Probabilités de problème(s) de santé chronique et de santé bonne, passable ou mauvaise (indices 3+4+5/1+2) et revenu, ÉLDEQ, cycles 1-4

Probit problème de santé chronique (C=1) et santé bonne ou passable ou mauvaise (H=1)					
Problème de santé chronique	Proportion avec C=1	α_1	β_1	β_2	β_3
Cycle 1 : âge moyen 5 mois (observations: 2 081)					
Tout problème	0,089	-0.162 (.070) ₂	-0.211 (.090) ₂	1.011 (.127) ₁	-0.116 (.151)
Cycle 2 : âge moyen 17 mois (observations: 2 016)					
Asthme	0,070	0.014 (.081)	-0.169 (.074) ₂	1.072 (.129) ₁	0.022 (.198)
Tout problème	0,123	-0.060 (.070)	-0.091 (.083)	0.831 (.104) ₁	0.063 (.144)
Cycle 3 : âge moyen 28 mois (observations: 1 960)					
Asthme	0,072	-0.133 (.080) ₃	-0.193 (.073) ₁	1.104 (.120) ₁	-0.208 (.159)
Cycle 4 : âge moyen 41 mois (observations: 1 906)					
Asthme	0,061	-0.081 (.081)	-0.226 (.073) ₁	0.966 (.134) ₁	0.035 (.196)
Tout problème	0,122	-0.099 (.070)	-0.190 (.071) ₁	0.830 (.102) ₁	-0.102 (.156)

Notes: C=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 suivant: allergies, bronchites, maladie cardiaque, épilepsie, maladie du rein ou tout autre type de problème chronique de santé et, autrement prend la valeur 0. H=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:

$$C = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y + X\delta^C + \varepsilon^C$$

$$H^{B,P,M} = \beta_0 + \beta_1(\ln y - \text{moyenne } \ln y) + \beta_2 C + \beta_3(\ln y - \text{moyenne } \ln y)C + X\delta^H + \varepsilon^H$$

Les variables explicatives sont les mêmes qu'au tableau 3 (variables 3A). Les écart-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Niveau de confiance statistique: 1=1 pourcent; 2=5 pourcent; 3=10 pourcent.

Tableau 7C: Effets marginaux du revenu permanent et des problèmes passés de santé chroniques sur la probabilité d'un santé courante bonne, passable ou mauvaise (indices 3+4+5/1+2)

Cycle Nombre d'observations Spécifications	C5 1,803	C5 1,804	C5 1,803	C5 1,804
Log revenu moyen (1 à 5)	-0.030 (.012) ₂	-0.035 (.012) ₁	-0.035 (.012) ₁	-0.029 (.012) ₂
Problème chronique au C1	0.004 (.021)	0.036 (.025) ₃		
Problème chronique au C2	0.034 (.022) ₃		0.073 (.024) ₁	
Problème chronique au C4	0.134 (.028) ₁			0.149 (.028) ₁
Log revenu moyen (1 à 5)	-0.043 (.013) ₁	-0.047 (.013) ₁	-0.029 (.013) ₂	-0.030 (.012) ₂
Problème chronique au C1	0.135 (.041) ₃			0.035 (.021) ₃
Problème chronique au C2		-0.202 (.067) ₁		0.135 (.028) ₁
Problème chronique au C4			0.166 (.491)	
Log revenu*prob. chro. au C1	0.053 (.028) ₃			
Log revenu*prob. chro. au C2		0.073 (.025) ₁		
Log revenu*prob. chro. au C4			-0.001 (.022)	
Cycle Nombre d'observations Spécifications	C3 1,916	C3 1,917	C3 1,916	C3 1,916
Log revenu moyen (1 à 3)	-0.043 (.012) ₁	-0.044 (.013) ₁	-0.044 (.013) ₁	
Problème chronique au C1	0.043 (.026) ₃	0.075 (.029) ₁		
Problème chronique au C2	0.108 (.027) ₁		0.120 (.027) ₁	
Log revenu moyen (1 à 3)	-0.042 (.013) ₁	-0.041 (.013) ₁	-0.044 (.013) ₁	-0.045 (.013) ₁
Problème chronique au C1	0.258 (.631)	0.278 (.653)	0.043 (.026) ₃	
Problème chronique au C2		0.108 (.027) ₁	0.042 (.337)	0.053 (.354)
Log revenu*prob. chro. au C1	-0.010 (.028)	-0.013 (.028)		
Log revenu*prob. chro. au C2			0.004 (.025)	0.004 (.013)

Notes: C=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 suivant: allergies, bronchites, maladie cardiaque, épilepsie, maladie du rein ou tout autre type de problème chronique de santé et, autrement prend la valeur 0. H=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:

$$H^{B,P,M} = \theta_0 + \theta_1 \ln(\text{revenu}_t) + \theta_2 C_{t-1} + X\delta^C + \varepsilon^C$$

$$H^{B,P,M} = \delta_0 + \delta_1 \ln(\text{revenu}_t) + \delta_2 C_{t-1} + \delta_4 \ln(\text{revenu}_t) * C_{t-1} + X\delta^C + \varepsilon^C$$

Les variables de contrôles sont les mêmes qu'au tableau 3 (variables 3A). Les écart-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Niveau de confiance statistique: 1=1 pourcent; 2=5 pourcent; 3=10 pourcent.

Tableau 8: Indices de la santé, revenu familial et santé du nouveau-né à la naissance, ÉLDEQ, cycles 1-5^A

Probit ordonné des indices de la santé (1=excellente, 2=très bonne; 3=bonne ou passable ou mauvais)						
À moyen en mois	5	17	28	41	50	5-50
Variabes 3A: garçon (fille), âge en mois, fratrie; âge, diplôme le plus élevé et statut d'immigration de la mère; et années pour l'échantillon total						
Log (revenu familial)	-.165 (.056) ¹	-.122 (.051) ²	-.147 (.050) ¹	-.172 (.050) ¹	-.141 (.051) ¹	-.152 (.032) ¹
Variabes 3B: garçon (fille), âge en mois, fratrie; âge, diplôme le plus élevé et statut d'immigration de la mère; et années pour l'échantillon total						
Catégorie de revenu (<\$20,000)						
\$20,000-\$30,000	-.266 (.110) ²	-.119 (.106)	.047 (.122)	.060 (.133)	-.079 (.142)	-.095 (.066)
\$30,000-\$40,000	-.149 (.105)	-.122 (.102)	-.023 (.113)	-.072 (.123)	-.036 (.131)	-.098 (.064)
\$40,000-\$50,000	-.220 (.110) ²	-.062 (.106)	-.101 (.118)	-.162 (.127)	-.189 (.133)	-.164 (.068) ²
\$50,000-\$60,000	-.349 (.123) ¹	.020 (.113)	-.202 (.122) ³	-.225 (.122) ³	-.057 (.129)	-.175 (.069) ²
\$60,000-\$80,000	-.396 (.124) ¹	-.263 (.112) ²	-.195 (.117) ³	-.194 (.119)	-.202 (.125)	-.261 (.070) ¹
>\$80,000	-.287 (.136) ¹	-.266 (.121) ²	-.211 (.122) ³	-.269 (.125) ²	-.246 (.127) ³	-.275 (.076) ¹
Poids à la naissance <2,5 kilos (Observations: 2,080/2,018/1,959/1,905/1,909/9,871)						
Log (revenu familial)	-.167 (.056) ¹	-.117 (.051) ²	-.141 (.050) ¹	-.167 (.050) ¹	-.131 (.051) ¹	-.146 (.033) ¹
Poids<2,5kilos	.252 (.158)	.142 (.134)	.143 (.164)	.173 (.161)	.330 (.142) ²	.229 (.103) ²
Catégorie de revenu (<\$20,000)						
\$20,000-\$30,000	-.273 (.110) ²	-.112 (.106)	.061 (.122)	.080 (.133)	-.050 (.143)	-.084 (.066)
\$30,000-\$40,000	-.191 (.107) ³	-.127 (.103)	-.019 (.113)	-.058 (.123)	-.037 (.131)	-.105 (.064)
\$40,000-\$50,000	-.230 (.109) ²	-.045 (.106)	-.099 (.118)	-.158 (.127)	-.184 (.133)	-.160 (.068) ²
\$50,000-\$60,000	-.336 (.123) ¹	-.022 (.113)	-.174 (.122)	-.218 (.122) ³	-.045 (.129)	-.162 (.069) ²
\$60,000-\$80,000	-.397 (.124) ¹	-.254 (.112) ²	-.183 (.117)	-.176 (.118)	-.179 (.125)	-.248 (.070) ¹
>\$80,000	-.291 (.136) ²	-.257 (.121) ²	-.196 (.122)	-.252 (.125) ²	-.221 (.127) ³	-.262 (.076) ¹
Poids<2,5kilos	.270 (.159) ³	.131 (.135)	.152 (.164)	.177 (.162)	.336 (.142) ²	.233 (.103) ²
Naissance prématurée <37 semaines (Observations 2,081/2,019/1,960/1,906/1,910/9,875)						
Log (revenu familial)	-.170 (.056) ¹	-.117 (.051) ²	-.147 (.050) ¹	-.164 (.050) ¹	-.133 (.051) ¹	-.148 (.033) ¹
Naissance prématurée<37 sem.	.078 (.143)	.128 (.114)	-.044 (.142)	.226 (.131) ³	.271 (.116) ²	-.198 (.082) ²
Catégorie de revenu (<\$20,000)						
\$20,000-\$30,000	-.269 (.110) ²	-.113 (.107)	.062 (.122)	.075 (.133)	-.068 (.143)	-.088 (.066)
\$30,000-\$40,000	-.192 (.107) ³	-.125 (.103)	-.020 (.113)	-.054 (.123)	-.045 (.131)	-.106 (.064)
\$40,000-\$50,000	-.230 (.110) ²	-.043 (.106)	-.101 (.118)	-.152 (.127)	-.179 (.133)	-.158 (.068) ²
\$50,000-\$60,000	-.342 (.123) ¹	.018 (.113)	-.181 (.122)	-.216 (.122) ³	-.051 (.130)	-.166 (.069) ²
\$60,000-\$80,000	-.404 (.124) ¹	-.255 (.112) ²	-.192 (.117)	-.170 (.119)	-.183 (.125)	-.250 (.070) ¹
>\$80,000	-.298 (.136) ²	-.256 (.121) ²	-.207 (.122) ³	-.250 (.125) ²	-.230 (.127) ³	-.266 (.076) ¹
Naissance prématurée<37 sem.	-.095 (.143)	.120 (.115)	-.046 (.142)	.233 (.130) ³	.265 (.116) ²	.165 (.082) ²

Tableau 8 : suite

Indice cumulatif du risque néonatal – ICRN (Observations : 1,894/1,840/1,794/1,743/1,747/9,018)						
Log (revenu familial)	-.167 (.059) ¹	-.121 (.053) ²	-.134 (.051) ¹	-.168 (.052) ¹	-.121 (.053) ²	-.146 (.034) ¹
ICRN	.059 (.025) ²	.034 (.022)	.005 (.025)	.022 (.024)	.027 (.024)	.030 (.016) ³
Catégorie de revenu (<\$20,000)						
\$20,000-\$30,000	-.350 (.117) ¹	-.131 (.111)	.095 (.129)	.098 (.139)	.001 (.150)	-.094 (.068)
\$30,000-\$40,000	-.272 (.114) ²	-.117 (.108)	-.133 (.117)	-.091 (.128)	-.007 (.139)	-.127 (.067) ³
\$40,000-\$50,000	-.281 (.116) ²	-.016 (.110)	-.066 (.123)	-.165 (.133)	-.174 (.139)	-.162 (.070) ²
\$50,000-\$60,000	-.355 (.128) ¹	-.021 (.119)	-.158 (.127)	-.212 (.126) ³	-.009 (.136)	-.172 (.072) ²
\$60,000-\$80,000	-.418 (.132) ¹	-.273 (.117) ²	-.149 (.122)	-.153 (.122)	-.156 (.130)	-.247 (.073) ¹
>\$80,000	-.279 (.142) ²	-.251 (.127) ²	-.176 (.127)	-.249 (.129) ³	-.180 (.133)	-.256 (.079) ¹
ICRN	.062 (.026) ²	.033 (.023)	.005 (.024)	.022 (.024)	.026 (.024)	.030 (.016) ³
Âge gestationnel (Observations: 2,081/2,019/1,960/1,906/1,910/9,876)						
Log (revenu familial)	-.171 (.056) ¹	-.122 (.051) ²	-.147 (.050) ¹	-.167 (.050) ¹	-.137 (.050) ¹	-.152 (.032) ¹
Âge gestationnel	-.006 (.030)	.017 (.025)	.011 (.026)	-.019 (.026)	-.016 (.027)	.004 (.018)
Durée de la grossesse (Observations: 2,081/2,019/1,960/1,906/1,910/9,876)						
Log (revenu familial)	-.170 (.056) ¹	-.116 (.051) ²	-.143 (.050) ¹	-.168 (.050) ¹	-.136 (.051) ¹	-.148 (.032) ¹
Durée de la grossesse	-.023 (.027)	-.039 (.022) ³	-.020 (.022)	-.031 (.023)	-.037 (.017) ²	-.031 (.012) ¹
Catégorie de revenu (<\$20,000)						
\$20,000-\$30,000	-.270 (.110) ²	-.111 (.106)	.059 (.122)	.060 (.133)	-.066 (.143)	-.088 (.066)
\$30,000-\$40,000	-.192 (.107) ³	-.128 (.103)	-.022 (.113)	-.056 (.123)	-.042 (.132)	-.107 (.064) ³
\$40,000-\$50,000	-.229 (.109) ²	-.037 (.106)	-.101 (.118)	-.158 (.127)	-.184 (.133)	-.156 (.068) ²
\$50,000-\$60,000	-.342 (.123) ¹	-.016 (.112)	-.178 (.121)	-.222 (.122) ³	-.051 (.129)	-.166 (.069) ²
\$60,000-\$80,000	-.403 (.124) ¹	-.252 (.121) ²	-.187 (.117)	-.178 (.119)	-.189 (.125)	-.251 (.070) ¹
>\$80,000	-.298 (.136) ²	-.252 (.121) ²	-.200 (.121)	-.257 (.125) ²	-.233 (.127) ³	-.267 (.076) ¹
Durée de la grossesse	-.025 (.027)	-.038 (.021)	-.020 (.023)	-.030 (.023)	-.036 (.018) ²	-.031 (.012) ¹
Catégorie de retard de croissance (Observations 2,080/2,018/1,959/1,905/1,909/9,871)						
Log (revenu familial)	-.170 (.056) ¹	-.121 (.051) ²	-.144 (.050) ¹	-.170 (.050) ¹	-.138 (.051) ¹	-.151 (.032) ¹
Cat. de retard de croissance 0 (>0)	-.185 (.100) ³	-.101 (.097)	-.052 (.107)	.029 (.103)	-.029 (.108)	-.066 (.069)

Tableau 8 : suite et fin

Score APGAR- 5 minutes (Observations: 2,041/1,985/1,929/1,875/1,878/9,708)						
Log (revenu familial)	-177 (.056) ¹	-120 (.051) ²	-140 (.050) ¹	-155 (.051) ¹	-131 (.051) ¹	-147 (.033) ¹
Score APGAR-5 minutes	-.086 (.039) ²	-.078 (.033) ²	-.026 (.034)	-.061 (.035) ³	-.018 (.036)	-.055 (.024) ²
Catégorie de revenu (<\$20,000)						
\$20,000-\$30,000	-.286 (.111) ¹	-.116 (.107)	.086 (.124)	.091 (.136)	-.044 (.144)	-.081 (.066)
\$30,000-\$40,000	-.211 (.108) ²	-.124 (.104)	.010 (.114)	-.041 (.124)	-.033 (.132)	-.102 (.065)
\$40,000-\$50,000	-.250 (.110) ²	-.039 (.107)	-.072 (.119)	-.122 (.128)	-.174 (.134)	-.150 (.068) ²
\$50,000-\$60,000	-.334 (.123) ¹	.037 (.114)	-.147 (.123)	-.193 (.123)	-.042 (.130)	-.151 (.070) ²
\$60,000-\$80,000	-.431 (.126) ¹	-.271 (.113) ²	-.170 (.118)	-.148 (.120)	-.181 (.126)	-.253 (.071) ¹
>\$80,000	-.323 (.137) ²	-.270 (.123) ²	-.179 (.123)	-.217 (.126) ³	-.225 (.128) ³	-.263 (.077) ¹
Score APGAR-5 minutes	-.089 (.039) ²	-.079 (.033) ²	-.024 (.034)	-.059 (.035) ³	-.019 (.036)	-.056 (.024) ²
Allaitement maternel (Observations: 2,081/2,019/1,960/1,906/1,910/9,876)						
Log (revenu familial)	-.170 (.056) ¹	-.131 (.051) ¹	-.157 (.050) ¹	-.172 (.050) ¹	-.133 (.051) ¹	-.155 (.032) ¹
Allaitement maternel long (non)	-.204 (.080) ¹	-.055 (.075)	-.145 (.075) ³	-.009 (.076)	-.029 (.075)	-.092 (.050) ³
Allaitement maternel court	-.092 (.074)	.088 (.069)	.055 (.070)	.036 (.071)	-.068 (.070)	.002 (.047)
Catégorie de revenu (<\$20,000)						
\$20,000-\$30,000	-.265 (.110) ²	-.127 (.106)	.039 (.123)	.057 (.133)	-.071 (.142)	-.097 (.066)
\$30,000-\$40,000	-.145 (.105)	-.130 (.103)	-.041 (.113)	-.077 (.123)	-.031 (.131)	-.100 (.064)
\$40,000-\$50,000	-.215 (.110) ²	-.071 (.106)	-.119 (.119)	-.166 (.128)	-.184 (.133)	-.167 (.068) ²
\$50,000-\$60,000	-.351 (.124) ¹	.005 (.113)	-.228 (.123) ³	-.233 (.122) ³	-.047 (.129)	-.184 (.069) ¹
\$60,000-\$80,000	-.392 (.124) ¹	-.276 (.112) ²	-.214 (.117) ³	-.199 (.119) ³	-.192 (.125)	-.265 (.070) ¹
>\$80,000	-.283 (.136) ²	-.283 (.121) ²	-.230 (.123) ³	-.275 (.125) ²	-.235 (.127) ³	-.281 (.076) ¹
Allaitement maternel long (non)	-.195 (.080) ²	-.038 (.075)	-.157 (.075) ²	-.016 (.076)	-.026 (.075)	-.091 (.050) ³
Allaitement maternel court	-.092 (.074)	.088 (.069)	.055 (.070)	.030 (.071)	-.075 (.070)	-.001 (.047)

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

Table 9: Indices de la santé, revenu familial, santé et participation au marché du travail de la mère, ÉLDEQ, cycles 1-5^A

Probit ordonné des indices de la santé (1=excellente, 2=très bonne; 3=bonne ou passable ou mauvaise)		5	17	28	41	50	Pooled
Santé de la mère excellente ou très bonne (Observations:2,081/2,019/1,952/1,906/1,910/9,868)							
Log (revenu familial)		-.119 (.055) ²	-.081 (.050)	-.147 (.050) ¹	-.115 (.050) ²	-.084 (.050) ³	-.121 (.032) ¹
Santé de la mère 1+2 (3+4+5)		-.560 (.069) ¹	-.482 (.065) ¹	.059 (.067)	-.507 (.065) ¹	-.519 (.063) ¹	-.404 (.033) ¹
Catégorie de revenu (<\$20,000)							
\$20,000-\$30,000		-.205 (.110) ³	-.088 (.105)	.055 (.122)	.123 (.134)	-.048 (.141)	-.059 (.065)
\$30,000-\$40,000		-.128 (.107)	-.087 (.103)	-.023 (.113)	-.011 (.124)	-.013 (.130)	-.074 (.063)
\$40,000-\$50,000		-.136 (.109)	.027 (.105)	-.098 (.118)	-.074 (.129)	-.151 (.131)	-.115 (.067) ³
\$50,000-\$60,000		.229 (.124) ²	.065 (.112)	-.196 (.122)	-.117 (.124)	.022 (.126)	-.116 (.068) ³
\$60,000-\$80,000		-.298 (.125) ²	-.191 (.111) ³	-.195 (.117) ³	-.093 (.120)	-.116 (.122)	-.204 (.069) ¹
>\$80,000		-.180 (.136)	-.178 (.120)	-.209 (.122) ³	-.132 (.127)	-.145 (.125)	-.204 (.075) ¹
Santé de la mère 1+2 (3+4+5)		-.563 (.070) ¹	-.490 (.065) ¹	.060 (.067)	-.510 (.065) ¹	-.527 (.063) ¹	-.408 (.032) ¹
Mère travaille au moment de l'enquête (Observations:2,050/2,019/1,960/1,905/1,910/9,844)							
Log (revenu familial)		-.159 (.056) ¹	-.141 (.052) ¹	-.186 (.051) ¹	-.196 (.052) ¹	-.169 (.052) ¹	-.170 (.033) ¹
Mère travaille		-.170 (.080) ²	.077 (.062)	.185 (.064) ¹	.137 (.065) ²	.187 (.064) ¹	.114 (.035) ¹
Catégorie de revenu (<\$20,000)							
\$20,000-\$30,000		-.248 (.110) ²	-.024 (.106)	.023 (.124)	.052 (.134)	-.102 (.142)	-.106 (.066)
\$30,000-\$40,000		-.191 (.107) ²	-.146 (.104)	-.065 (.113)	-.086 (.124)	-.077 (.132)	-.130 (.064) ²
\$40,000-\$50,000		-.219 (.111) ²	-.071 (.109)	-.161 (.120)	-.196 (.129)	-.237 (.134) ³	-.192 (.069) ¹
\$50,000-\$60,000		-.339 (.124) ¹	-.013 (.115)	-.251 (.124) ²	-.269 (.124) ²	-.112 (.131)	-.204 (.070) ¹
\$60,000-\$80,000		-.377 (.125) ¹	-.291 (.114) ¹	-.263 (.119) ²	-.230 (.122) ³	-.260 (.127) ²	-.291 (.071) ¹
>\$80,000		-.268 (.136) ²	-.298 (.123) ²	-.293 (.125) ²	-.315 (.128) ²	-.312 (.129) ²	-.313 (.077) ¹
Mère travaille		-.162 (.080) ²	.063 (.063)	.177 (.064) ¹	.129 (.065) ²	.182 (.065) ¹	.109 (.035) ¹
Mère travaille à temps plein ou à temps partiel (Observations:2,062/2,018/1,959/1,905/7,944)							
Log (revenu familial)		-.143 (.060) ²	-.144 (.053) ¹	-.184 (.052) ¹	-.190 (.053) ¹	n.a	-.169 (.035) ¹
Mère travaille à temps plein		-.103 (.082)	.084 (.071)	.199 (.077) ¹	.129 (.079)	n.a	.073 (.047)
Mère travaille à temps partiel		.009 (.094)	-.023 (.081)	.195 (.088) ²	.162 (.091) ³	n.a	.077 (.052)
Catégorie de revenu (<\$20,000)							
\$20,000-\$30,000		-.218 (.113) ³	-.124 (.107)	.023 (.124)	.060 (.134)	n.a	-.085 (.069)
\$30,000-\$40,000		-.147 (.111)	-.139 (.104)	-.071 (.114)	-.074 (.125)	n.a	-.129 (.067) ³
\$40,000-\$50,000		-.168 (.116)	-.070 (.110)	-.171 (.120)	-.187 (.129)	n.a	-.164 (.072) ²
\$50,000-\$60,000		-.272 (.129) ²	-.010 (.116)	-.250 (.126) ²	-.263 (.125) ²	n.a	-.206 (.075) ¹
\$60,000-\$80,000		-.326 (.132) ²	-.290 (.116) ²	-.263 (.121) ²	-.216 (.123) ³	n.a	-.284 (.075) ¹
>\$80,000		-.228 (.144)	-.306 (.125) ²	-.288 (.127) ²	-.298 (.130) ²	n.a	-.301 (.083) ¹
Mère travaille à temps plein		-.107 (.081)	.065 (.072)	.189 (.077) ²	.120 (.080)	n.a	.062 (.047)
Mère travaille à temps partiel		.011 (.094)	-.041 (.082)	.192 (.088) ²	.168 (.092) ³	n.a	.072 (.052)

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

Tableau 10: Indices de la santé (1-3 et 1-4) et revenu familial avec variables de contrôles élargies, ÉLDEQ, cycles 1-5^A

Probit ordonné des indices de la santé (1=excellente, 2=très bonne et 3=bonne ou passable ou mauvaise)		5	17	28	41	50	5-50
À moyen en mois		2,084	2,019	1,960	1,903	1,909	9,875
Observations : variables 3A et 3B							
Variabiles 3A: garçon (fille), âge en mois, fratrie et âge, diplôme le plus élevé, statut d'immigration de la mère, et années pour l'échantillon total							
Log (revenu familial)		-1.65 (.056) ¹	-1.22 (.051) ²	-1.47 (.050) ¹	-1.72 (.050) ¹	-1.41 (.051) ¹	-1.52 (.032) ¹
Variabiles 3B: garçon (fille), âge en mois, fratrie et âge, diplôme le plus élevé, statut d'immigration de la mère, et années pour l'échantillon total							
Catégorie de revenu (<\$20,000)		-266 (.110) ²	-119 (.106)	.047 (.122)	.060 (.133)	-079 (.142)	-095 (.066)
\$20,000-\$30,000		-149 (.105)	-122 (.102)	-023 (.113)	-072 (.123)	-036 (.131)	-098 (.064)
\$30,000-\$40,000		-220 (.110) ²	-062 (.106)	-101 (.118)	-162 (.127)	-189 (.133)	-164 (.068) ²
\$40,000-\$50,000		-349 (.123) ¹	.020 (.113)	-202 (.122) ³	-225 (.122) ³	-057 (.129)	-175 (.069) ²
\$50,000-\$60,000		-396 (.124) ¹	-263 (.112) ²	-195 (.117) ³	-194 (.119)	-202 (.125)	-261 (.070) ¹
\$60,000-\$80,000		-287 (.136) ¹	-266 (.121) ²	-211 (.122) ³	-269 (.125) ²	-246 (.127) ³	-275 (.076) ¹
>\$80,000							
Probit ordonné des indices de la santé (1=excellente, 2=très bonne, 3=bonne et 4=passable) avec pondération longitudinale							
Variabiles 10A: garçon (fille), âge en mois, rang de naissance 1 et 2 (3 et plus), poids à la naissance <2,5 kilos; âge, diplôme le plus élevé, 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							
Log (revenu familial)		-090 (.059)	-100 (.054) ³	-135 (.053) ²	-088 (.055)	-090 (.055)	-111 (.036) ¹
Wald chi2		138	109	47	95	103	358
Prob > chi2		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R ²		0,0582	0,0355	0,0159	0,0344	0,0347	0,0324
Pr(santé==1)		0,76	0,63	0,65	0,62	0,62	0,66
Pr(santé==2)		0,16	0,26	0,26	0,27	0,29	0,25
Pr(santé==3)		0,07	0,10	0,09	0,09	0,07	0,08
Pr(santé==4)		0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Variabiles 10B: garçon (fille), âge en mois, rang de naissance 1 et 2 (3 et plus), poids à la naissance <2,5 kilos; âge, diplôme le plus élevé, 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							
Catégorie de revenu (<\$20,000)		-135 (.117)	-107 (.114)	-059 (.129)	-165 (.151)	-092 (.152)	-037 (.072)
\$20,000-\$30,000		-114 (.113)	-121 (.110)	.006 (.117)	.085 (.135)	.034 (.148)	-039 (.069)
\$30,000-\$40,000		-033 (.119)	-032 (.114)	-039 (.126)	-039 (.142)	-170 (.142)	-088 (.073)
\$40,000-\$50,000		-196 (.136)	-005 (.117)	-176 (.133)	-110 (.137)	-012 (.139)	-121 (.075)
\$50,000-\$60,000		-250 (.134) ³	-240 (.117) ²	-161 (.123)	-052 (.133)	-102 (.134)	-181 (.076) ²
\$60,000-\$80,000		-159 (.146)	-243 (.127) ³	-215 (.130)	-091 (.142)	-182 (.136)	-206 (.083) ²
>\$80,000							

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