

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

UNE ANALYSE LONGITUDINALE SUR LA SANTÉ DES ENFANTS DE
L'ÉLDEQ

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

ISMAËL CHOINIÈRE CRÈVECOEUR

JUIN 2014

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier mes directeurs de recherche, les professeurs Pierre Lefebvre et Philip Merrigan, pour leur confiance leur dévouement et leur grande générosité, qui s'est manifesté par un soutien financier, leur disponibilité, ainsi que leurs nombreux conseils et commentaires. Vous êtes une source d'inspiration et avez contribué à faire grandir ma passion déjà existante pour l'économie de la santé. Merci à mes collègues et au personnel du département d'économie d'avoir rendu ces dernières années aussi agréables.

Je tiens aussi à remercier le CIQSS pour son soutien financier et Marc-Antoine Côté-Marcil pour m'avoir facilité l'accès aux données nécessaires à la réalisation de ce mémoire.

Merci à Securitas et à Crofton Moore. Je vous suis reconnaissant pour votre flexibilité qui m'a permis de concilier le travail et les études. Merci à mon collègue de travail, Roger Bellerose, pour ton soutien moral qui m'a aidé à surmonter les nombreux défis des dernières années.

Merci à Denis Goulet d'avoir bien voulu te prêter à la lecture de ce mémoire et pour tes commentaires. Merci à mes parents de m'avoir soutenu et encouragé tout au long de mes études. Merci à ma fiancée, Mèlina, pour ta présence et ta confiance inébranlable envers mes capacités.

Enfin, je veux remercier Monique Lamothe qui nous a subitement quittés en début d'année. Je n'oublierai jamais tout le soutien que tu m'as accordé au long de mes études et pour le grand intérêt que tu as porté pour le sujet de ce mémoire. Ce fut un grand plaisir de partager ce sujet qui me passionne avec toi. Tes précieux conseils me serviront tout au long de ma vie.

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|---|------|
| LISTE DES FIGURES | v |
| LISTE DES TABLEAUX..... | vi |
| LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES | viii |
| RÉSUMÉ | x |
| INTRODUCTION..... | 1 |
| CHAPITRE I | |
| REVUE DE LA LITTÉRATURE..... | 3 |
| 1.1 Santé in utero et à la naissance | 3 |
| 1.2 Santé, statut socioéconomique et alimentation à la petite enfance | 4 |
| 1.3 Santé et statut socioéconomique..... | 6 |
| 1.3.1 Santé générale et revenu familial | 6 |
| 1.3.2 Santé des enfants, revenu familial et statut socioéconomique..... | 7 |
| 1.4 Santé des enfants et participation des mères au marché du travail | 16 |
| 1.5 Santé des enfants et exposition à un environnement particulier | 17 |
| CHAPITRE II | |
| DÉMARCHE MÉTHODOLOGIQUE | 19 |
| 2.1 Les données | 19 |
| 2.1.1 Mesure de la santé des enfants | 23 |
| 2.1.2 Mesure du revenu familial..... | 26 |
| 2.1.3 Mesure de la structure familiale | 28 |

| | | | |
|---------------------------------|---|----|-----|
| 2.1.4 | Mesure de l'éducation des mères | 30 | |
| 2.1.5 | Variables de contrôle | 32 | |
| 2.2 | Méthode d'estimation..... | 39 | |
| CHAPITRE III | | | |
| RÉSULTATS..... | | | 44 |
| 3.1 | Première spécification | 44 | |
| 3.2 | Deuxième spécification | 46 | |
| 3.3 | Troisième spécification..... | 47 | |
| 3.4 | Quatrième spécification | 48 | |
| 3.5 | Cinquième spécification | 49 | |
| 3.6 | Sixième spécification..... | 51 | |
| 3.7 | Analyse de robustesse des spécifications..... | 52 | |
| 3.8 | Discussion..... | 56 | |
| CONCLUSION..... | | | 63 |
| APPENDICE A | | | |
| STATISTIQUES DESCRIPTIVES | | | 65 |
| APPENDICE B | | | |
| RÉSULTATS DES ESTIMATIONS | | | 93 |
| BIBLIOGRAPHIE..... | | | 108 |

LISTE DES FIGURES

| Figure | Page |
|--------|--|
| 2.1 | Évolution du niveau de santé des garçons 25 |
| 2.2 | Évolution du niveau de santé des filles..... 25 |
| 2.3 | Évolution du revenu familiale moyen selon le sexe des enfants 27 |
| 2.4 | Évolution de la structure familiale des garçons 29 |
| 2.5 | Évolution de la structure familiale des filles 29 |
| 2.6 | Évolution du niveau d'éducation des mères des garçons 31 |
| 2.7 | Évolution du niveau d'éducation des mères des filles..... 31 |

LISTE DES TABLEAUX

| Tableau | Page |
|---------|--|
| 2.1 | Distribution de l'âge des enfants (en mois) selon le cycle 20 |
| 2.2 | Distribution de l'écart d'âge des enfants (en mois) d'un cycle à l'autre..... 21 |
| 2.3 | Échantillon de l'ÉLDEQ selon le cycle..... 22 |
| 2.4 | Pondération des éléments constituant l'indice cumulatif du risque néonatal 37 |
| 3.1 | Synthèse des effets marginaux significatifs de régressions logistiques ordonnées avec effets aléatoires et effets fixes : spécification complète.....62 |
| A.1 | Distribution du niveau de santé des enfants selon le cycle..... 66 |
| A.2 | Distribution du revenu familial selon le cycle..... 69 |
| A.3 | Distribution des types de familles selon le cycle..... 70 |
| A.4 | Distribution du niveau d'éducation des mères selon le cycle 72 |
| A.5 | Distribution du statut d'immigration des mères selon le cycle 75 |
| A.6 | Distribution du nombre d'enfants dans les ménages selon le cycle 76 |
| A.7 | Distribution du nombre d'enfants dans les ménages selon le cycle 77 |
| A.8 | Distribution du rang de naissance des enfants selon le cycle 79 |
| A.9 | Distribution du niveau de santé des mères selon le cycle..... 81 |
| A.10 | Distribution de la durée d'allaitement des enfants selon le cycle 84 |
| A.11 | Distribution de l'indice cumulatif du risque néonatal des enfants selon le cycle 87 |
| A.12 | Distribution du poids à la naissance des enfants selon le cycle..... 90 |

| | | |
|------|--|-----|
| A.13 | Distribution des score APGAR 5 minutes selon le cycle | 91 |
| A.14 | Distribution des observations d'enfants selon les régions administratives pour l'ensemble des cycles | 92 |
| B.1 | Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets aléatoires : spécification démographique | 94 |
| B.2 | Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets fixes : spécification démographique | 96 |
| B.3 | Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets aléatoires : spécification démographique + santé | 98 |
| B.4 | Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets fixes : spécification démographique + santé | 100 |
| B.5 | Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets aléatoires : spécification complète | 102 |
| B.6 | Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets fixes : spécification complète | 105 |

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

| | |
|---------|---|
| CADRISQ | Centre d'accès aux données de recherche de l'Institut de la statistique du Québec |
| ÉLDEQ | Étude longitudinale du développement des enfants du Québec |
| ELNEJ | Étude longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes |
| FCCP+ | Fichier de conversion de codes postaux plus |
| FFCWS | Fragile Families and Child Wellbeing Study |
| HSE | Health Survey for England |
| ICRN | Indice cumulatif du risque néonatal |
| IFLS | Indonesia Family Life Survey |
| IMC | Indice de masse corporelle |
| IPC | Indice des prix à la consommation |
| ISQ | Institut de la statistique du Québec |
| MF | Ministère de la Famille |
| MSSS | Ministère de la Santé et des Services sociaux |
| MV | Maximum de vraisemblance |
| NHANES | Third National Health and Nutrition Examination Survey |

| | |
|------|---|
| NHIS | National Health Interview Survey |
| PSID | Panel Study of Income Dynamics |
| SGCR | Service de garde à contribution réduite |

RÉSUMÉ

L'objectif de ce mémoire est d'utiliser une méthode d'estimation logistique ordonnée avec effets aléatoires et effets fixes afin de détecter un lien causal entre, d'une part, la santé des enfants de l'étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ) et, d'autre part, le revenu familial, le niveau d'éducation des mères, la structure familiale ainsi que d'autres facteurs caractéristiques des enfants, de leurs mères et de l'environnement dans lequel ces enfants et ces mères évoluent. Nous constatons que les jeunes filles semblent plus sensibles aux différents facteurs pris en compte dans nos estimations. Nous constatons tout d'abord qu'il n'y a pas de relation significative entre le revenu familial courant et la santé des enfants. Ensuite, le niveau de l'état de santé des mères ainsi que le rang de naissance affectent les garçons et les filles. D'un autre côté, le nombre d'enfants dans le ménage, l'âge de la mère de l'enfant au premier cycle de l'ÉLDEQ et la monoparentalité affectent seulement les filles. L'interprétation causale de nos résultats significatifs s'applique seulement au niveau de l'état de santé des mères, au nombre d'enfants au sein du ménage et à la monoparentalité. En ce qui concerne le rang de naissance et l'âge de la mère au premier cycle, on ne peut y voir qu'une simple corrélation.

Mots clés : santé, enfant, statut socioéconomique, éducation des mères, revenu familial, structure familiale, Québec

INTRODUCTION

La recherche des dernières années dans plusieurs disciplines (économie, sciences médicales, neuroscience, épidémiologie) a montré l'impact important des premières années de vie — incluant la grossesse — sur l'évolution de la santé des enfants ainsi que sur le développement de leurs habiletés cognitives, sociales et comportementales (Almond et Currie, 2011). L'environnement familial, physique et social, tout autant que les expériences de vie depuis la naissance, façonnent les trajectoires de vie des individus; et c'est par ces trajectoires que se transmettent le statut socioéconomique et l'état de santé entre les générations (Case *et al.*, 2002; Case *et al.* 2005). L'environnement et les expériences de vie influent sur l'individu à toutes les étapes de sa vie, mais c'est particulièrement le cas à la naissance et à la petite enfance, puisque les impacts enregistrés alors produisent des effets qui persisteront (Currie, 2009). Dès la naissance, on observe des disparités de santé liées au statut socioéconomique des parents; elles ont trait au poids à la naissance, à la prématurité, au retard de croissance intra-utérin et à la mort subite du nouveau-né (Lefebvre, 2006). Ces disparités sont influencées en partie par les compétences parentales et par le temps et les ressources que les parents consacrent à leurs enfants.

À lui seul, ce constat justifie l'adoption de politiques publiques efficaces dont l'objectif est de favoriser l'égalité des chances dès les premières années de vie de l'enfant. En effet, on sait maintenant que des politiques publiques ayant pour cibles les familles et le marché du travail peuvent influencer plusieurs facteurs déterminants du développement et de la santé des enfants. Or, le fait que nous disposions depuis peu de nouvelles données longitudinales sur des enfants suivis tout au long de leurs premières années de vie favorise des analyses plus approfondies. Celles-ci nous aideront à mieux comprendre les mécanismes qui influent sur développement des enfants et, de ce fait, à améliorer l'efficacité de nos interventions.

L'objectif de ce mémoire est d'utiliser une méthode d'estimation logistique ordonnée avec effets aléatoires et effets fixes afin de détecter un lien causal entre, d'une part, la santé des enfants et, d'autre part, le revenu familial, le niveau d'éducation des mères, la structure familiale ainsi que d'autres facteurs caractéristiques des enfants, de leurs mères et de l'environnement dans lequel ces enfants et ces mères évoluent. Les données relatives aux enfants sont tirées de l'Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ), qui les a suivis de leur naissance jusqu'à l'âge de 13 ans.

Le chapitre 1 recense une vingtaine d'études portant sur la relation entre la santé des enfants et différents facteurs socioéconomiques. Le chapitre 2 expose la méthodologie utilisée aux fins de nos estimations. On y présente l'échantillon de l'ÉLDEQ qui a été retenu et des variables pertinentes à la santé des enfants : le revenu familial, la structure familiale, le niveau d'éducation des mères ainsi que d'autres variables de contrôle. On y décrit de manière générale les caractéristiques des enfants observés. Le chapitre présente enfin en détail la méthode économétrique utilisée dans la réalisation des estimations. Le chapitre 3 présente les résultats de ces estimations ainsi qu'une discussion de certaines questions qu'ils soulèvent.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Au cours de la dernière décennie, une plus grande disponibilité de données relatives à la santé et au développement des enfants a suscité de nombreuses études de la part de spécialistes de plusieurs domaines : économie, pédiatrie, épidémiologie, nutrition, etc. Ce chapitre recense une vingtaine de ces études traitant plus particulièrement de la relation entre la santé des enfants et les différents facteurs socioéconomiques. Ces études nous renseignent sur les résultats auxquels nous pouvons nous attendre dans nos estimations, compte tenu de la stratégie économétrique retenue.

1.1 Santé in utero et à la naissance

Déjà, lors de la grossesse, certains déterminants jouent un rôle important sur la santé des individus. Une étude de Barker (1995) montre qu'une sous-nutrition de la mère, à partir du milieu de la grossesse jusqu'à la fin de celle-ci, peut provoquer un problème de croissance du fœtus. Selon Barker, les huit premières semaines de grossesse n'ont pas d'effets déterminants sur la croissance du fœtus, mais, à partir de la neuvième semaine, on assiste à une accélération du processus de division cellulaire à l'origine de la croissance du fœtus. Or, la rapidité du processus de division cellulaire est en partie fonction de la qualité et de la quantité des aliments ingérés par la mère. Une sous-nutrition occasionnera donc un retard de croissance fœtal, avec comme conséquence que l'enfant aura à sa naissance une taille et un poids inférieurs à la moyenne. En se basant sur un échantillon de 16 000 hommes et femmes nés en Angleterre entre 1911 et 1930, Barker mesure la relation entre l'état de santé d'individus à certains stades de leur vie d'adulte et leur poids à la naissance. Il en conclut que

les individus avec un poids et une taille plus petits à la naissance présentent un risque accru de problèmes cardiaques au cours de leur vie, problèmes eux-mêmes reliés à l'hypertension et au diabète.

Cette étude met donc en évidence l'importance des caractéristiques reliées à l'état de santé du nourrisson comme déterminants de la qualité de la santé future de l'individu une fois arrivé à l'âge adulte. Elle laisse cependant ouverte la question de savoir si ces facteurs se répercutent également sur la santé de l'individu à un plus jeune âge.

1.2 Santé, statut socioéconomique et alimentation à la petite enfance

Il est maintenant reconnu que la santé générale d'un individu est en partie déterminée par ses habitudes alimentaires. S'inscrivant dans cette perspective, Dubois et Girard (2003) étudient l'impact des inégalités sociales sur l'alimentation des enfants de l'ÉLDEQ suivis de 1998 à 2002. Les variables utilisées proviennent de questionnaires visant à détecter l'adhésion des familles à trois recommandations relatives à la nutrition des nourrissons : l'allaitement dès la naissance, l'intégration de nourriture complémentaire au quatrième mois et l'intégration du lait de vache au neuvième mois. Pour leurs estimations, les auteurs utilisent comme variables dépendantes l'âge de l'enfant au moment où les parents ont intégré les différents aliments ainsi que le nombre de mois qu'a duré l'allaitement. Les variables indépendantes sont le statut socioéconomique, le niveau d'éducation de la mère, la structure familiale et le revenu familial.

En recourant à une méthode de régression logistique, les auteurs estiment qu'il existe une relation positive entre, d'une part, le fait d'avoir été allaité et, d'autre part, le statut socioéconomique ainsi que l'âge de la mère.

Il existe aussi une forte relation entre l'adhésion aux autres recommandations sur l'alimentation des enfants et le statut socioéconomique. Quand on les compare aux enfants appartenant à une famille de faible statut socioéconomique, les enfants provenant de familles d'un statut socioéconomique élevé sont 2,3 fois plus susceptibles d'avoir été nourris avec des aliments qui respectent ces recommandations. De plus, les recommandations sont 2,7 fois

plus respectées si la mère a un niveau d'éducation élevé que si elle a un faible niveau d'éducation, et 3,7 fois plus respectées par les mères de plus de 34 ans que par celles de moins de 25 ans.

Les auteurs concluent que très peu de parents du Québec respectent les recommandations relatives à l'alimentation de leurs enfants, le quart d'entre eux n'en respectant aucune. Ils sont d'avis que ce phénomène serait à l'origine de plusieurs problèmes sociaux et médicaux menant, à long terme, à des inégalités sociales.

Coulibaly *et al.* (2006) cherchent à évaluer si l'impact de l'allaitement sur la santé des enfants l'ÉLDEQ âgés de cinq mois diffère selon le niveau de pauvreté. Leur étude utilise les données du premier cycle de l'ÉLDEQ (1998). Une première estimation mesure l'effet du revenu familial sur le nombre de mois que dure l'allaitement des enfants, et deux autres estimations mesurent l'effet de cette durée sur la santé de ceux-ci. Les indicateurs de santé utilisés comme variable dépendante sont la présence de maladie chronique et le fait que l'enfant ait été hospitalisé ou non plus d'une nuit depuis sa naissance. Les variables indépendantes sont le nombre de mois d'allaitement (trois catégories : jamais, moins de 4 mois et plus de 4 mois) et le fait que l'enfant provienne d'une famille pauvre ou non. Le seuil de pauvreté avant impôts utilisé est celui que définit Statistique Canada pour l'année 1998.

À l'aide d'une méthode de régression logistique, où des variables de contrôle tiennent compte des caractéristiques propres aux mères, ils estiment que les enfants de familles pauvres sont moins susceptibles d'avoir été allaités et, lorsqu'ils l'ont été, qu'ils l'ont été moins de mois que les enfants provenant de familles qui ne sont pas pauvres.

Ils estiment également que les enfants, une fois atteint l'âge de 5 mois, sont en moins bonne santé s'ils proviennent de familles pauvres que s'ils appartiennent à des familles plus riches.

Enfin, ils estiment qu'il existe, indépendamment du niveau de pauvreté des enfants, une relation négative significative entre le fait d'avoir été allaité plus de quatre mois et la probabilité que l'enfant ait une maladie chronique ou qu'il soit hospitalisé avant l'âge de cinq

mois. Ils recommandent donc l'adoption de politiques visant à promouvoir l'allaitement chez les femmes vivant en milieu défavorisé.

Les résultats obtenus par Coulibaly *et al.* (2006) sont fondés uniquement sur les données de la première année de l'ÉLDEQ. Ils mettent néanmoins en relief l'importance que nos estimations prennent en compte le fait que l'enfant ait été allaité ou non, ainsi que le nombre de mois qu'a duré cet allaitement.

1.3 Santé et statut socioéconomique

Certain facteurs socioéconomiques influencent de manière déterminante les conditions dans lesquelles les enfants auront à se développer et à évoluer au cours de leur vie. Par exemple, la santé des enfants est déterminée par la qualité de facteurs tels que le logement et l'alimentation, qualité qui varie en fonction du revenu familial. Plusieurs études ont cherché à estimer l'effet de différents facteurs socioéconomiques sur la santé des enfants. Ces estimations sont fondées sur des données provenant d'une grande diversité d'enquêtes, incluant l'ÉLDEQ. Elles nous fournissent donc une bonne idée des résultats que l'on peut attendre au terme de notre démarche.

1.3.1 Santé en général et revenu familial

Meer *et al.* (2003) étudient la relation entre la santé et le revenu familial en utilisant des données du *Panel Study of Income Dynamics* (PSID). Ces données concernent des individus américains adultes appelés à répondre à un questionnaire tous les cinq ans entre 1984 et 1999. Les auteurs mettent d'abord en lumière un problème d'endogénéité entre la variable de la santé et la variable du revenu. Il est en effet raisonnable de s'attendre à ce que le revenu soit un déterminant de la santé, mais il est tout aussi raisonnable de s'attendre à ce que la santé soit un déterminant du revenu. Afin de régler ce problème d'endogénéité, les auteurs proposent de faire une régression avec variables instrumentales en utilisant l'héritage (en terme monétaire) comme instrument sur la variable de revenu. Cet instrument est corrélé avec le revenu, mais ne l'est pas avec la santé. Leurs estimations montrent qu'il existe une

relation positive entre la santé et le revenu lorsqu'on ne tient pas compte de l'endogénéité. Cependant, lorsqu'on tient compte de l'endogénéité en utilisant la variable instrumentale, ces résultats ne sont plus statistiquement significatifs. Les auteurs notent que de tels résultats n'impliquent pas toutefois une absence de relation à long terme. Ils suggèrent donc que les variations de revenu n'auront que peu d'effet à court terme sur la santé.

Le problème d'endogénéité soulevé par ces auteurs nous amène à nous interroger sur l'existence possible d'une telle endogénéité entre la santé des enfants et le revenu familial. En effet, la mauvaise santé d'un enfant pourrait forcer ou inciter ses parents à réduire leurs heures de travail rémunéré afin de s'occuper de lui, diminuant du même coup le revenu familial.

1.3.2 Santé des enfants, revenu familial et statut socioéconomique

Case *et al.* (2002) étudient la relation entre le revenu familial et la santé des enfants. En se basant sur une série d'enquêtes transversales provenant des données américaines du *National Health Interview Survey* (NHIS), du PSID et du *Third National Health and Nutrition Examination Survey* (NHANES), ils établissent que la transmission du statut socioéconomique entre générations se fait en grande partie par l'effet du revenu des parents sur la santé de leurs enfants. Dans leur étude, le statut socioéconomique est mesuré à l'aide du revenu des parents, du statut de pauvreté, du nombre d'années d'études des parents et d'un indice de bien-être. En utilisant une méthode d'estimation probit ordonné, ils détectent une relation positive entre le statut socioéconomique et la santé des enfants. Ils expliquent cette relation par le fait que les parents à statut socioéconomique élevé ont plus de ressources à consacrer à leurs enfants. De plus, ils estiment que cet effet du statut socioéconomique sur la santé des enfants devient de plus en plus prononcé à mesure que ceux-ci vieillissent. C'est l'accumulation des chocs négatifs sur la santé des enfants considérés comme étant en mauvaise santé qui contribuerait à creuser l'écart entre les niveaux de santé. Les auteurs notent aussi que les enfants présentant des problèmes de santé chronique et issus de familles à faible revenu auront un niveau de santé inférieur à ceux dont les familles ont un revenu élevé. Après le passage à la vie adulte, ces problèmes de santé constitueraient un désavantage qui, à

son tour, aurait un impact négatif sur le niveau d'éducation atteint et l'état de santé, donc, sur le revenu futur de l'individu. C'est ainsi, par exemple, que la relation entre le niveau de santé de l'enfant et son éducation à l'âge adulte serait influencée, entre autres facteurs, par un taux élevé d'absentéisme à l'école occasionné par des problèmes de santé de l'enfant.

Currie et Stabile (2003), pour leur part, mettent en relief la difficulté de cerner le facteur déterminant qui explique la relation entre le faible statut socioéconomique des parents et la précarité qui caractérisera la santé future des enfants. Cette précarité provient-elle du fait que ces enfants, connaissant plus de difficulté à surmonter un ennui de santé, verront leurs problèmes de santé persister au fil des ans ? Ou s'explique-t-elle plutôt par la fréquence plus élevée des problèmes de santé ?

En utilisant les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), les auteurs en arrivent à des conclusions similaires à celles de Case *et al.* (2002) sur la transmission du statut socioéconomique entre générations. Le statut socioéconomique des enfants, qu'il soit faible ou élevé, aurait peu d'impact sur leur capacité de récupération lorsqu'ils ont subi un choc similaire sur leur santé. Les auteurs attribuent ce résultat à la présence d'un système de santé gratuit au Canada. La moins bonne santé des individus qui étaient des enfants vivant au sein d'une famille de faible statut socioéconomique, comparé à celui des individus qui ont joui d'un statut socioéconomique plus élevé dans leur enfance, s'expliquerait donc plutôt par la plus grande fréquence des chocs de santé que les premiers ont subi étant enfants.

Lefebvre (2006) étudie à son tour la relation entre le revenu et la santé des enfants. À l'aide de données de l'ÉLDEQ recueillies de 1998 à 2002, il établit une comparaison entre ses résultats, qui reflètent la situation du Québec, et ceux auxquels sont arrivés Case *et al.* (2002) et Currie et Stabile (2003).

En utilisant des logit ordonnés spécifiques à chaque cycle de l'enquête, il conclut qu'il existe bien une relation entre le revenu et la santé des enfants, mais que cette relation est très faible et instable à travers le temps. Selon l'auteur, l'existence d'une hétérogénéité, qui trouve sa source dans des facteurs tels que la santé, la génétique ou les habiletés parentales, mais qui n'est pas observable chez les parents, entraîne une surévaluation de l'effet du revenu

sur la santé des enfants. Il recommande donc, à l'avenir, d'utiliser comme stratégie d'estimation une méthode économétrique avec effets fixes ou avec effets aléatoires.

Par ailleurs, l'auteur perçoit également une relation positive entre la santé de la mère et celle de l'enfant. Ainsi, la bonne santé de la mère accroît les probabilités que son enfant soit en bonne santé. Cette relation est quatre fois supérieure à la relation entre la santé de l'enfant et le revenu familial. De plus, en tenant compte de l'état de santé de la mère, l'effet du revenu familial sur la santé des enfants s'en trouve diminué.

Lefebvre détecte aussi un effet négatif entre la participation de la mère au marché du travail et la santé de l'enfant. Cet effet est toutefois moins marqué que celui du revenu.

L'allaitement de l'enfant ainsi que le nombre de mois que dure cet allaitement auraient de leur côté un effet positif sur la santé de l'enfant.

Finalement, l'auteur recommande, lorsque d'autres cycles l'ÉLDEQ auront fournis des données supplémentaires, de refaire ces estimations en utilisant une méthode de régression logistique ordonnée avec effets aléatoires et effets fixes. Ces nouvelles données sont maintenant disponibles et les versions actuelles des logiciels statistiques font en sorte que cette méthode peut maintenant être appliquée.

Currie *et al.* (2004) tentent de vérifier la validité externe des résultats obtenus par Case *et al.* (2002). Pour y arriver, ils étudient le cas d'enfants vivant en Angleterre en tenant compte de la structure du système de santé anglais, qui vise notamment la gratuité des soins de santé et l'équité d'accès aux services. Leurs estimations sont basées sur un échantillon de 13 745 enfants de moins de 16 ans et de leurs parents, échantillon recueilli de 1997 à 2002 dans le cadre du *Health Survey for England* (HSE). Ils concluent qu'il existe bel et bien une relation positive entre le revenu familial et la santé des enfants, mais cette relation serait plus faible que celle qu'avaient estimés Case *et al.* (2002) et elle ne s'accroît pas au fil des ans.

Par ailleurs, les auteurs cherchent à vérifier si ces conclusions demeurent les mêmes quand ce n'est plus l'évaluation de la santé de l'enfant par sa mère qui est utilisée comme variable dépendante pour mesurer la santé de celui-ci, mais plutôt des résultats d'analyses

faites par une infirmière (échantillon de salive et test sanguin). Or, quand c'est le cas, les résultats de l'estimation ne sont plus du tout significatifs.

En outre, les auteurs ne détectent aucune relation entre le revenu familial et la probabilité que l'enfant souffre de maladie chronique (à l'exception de problèmes d'asthme, de handicap, de maladie mentale, d'épilepsie et d'autres problèmes du système nerveux).

Enfin, les auteurs constatent une relation entre, d'une part, la santé des enfants, et, d'autre part, les habitudes alimentaires familiales et l'éducation de la mère.

Chen *et al.* (2006) cherchent à cerner, chez les enfants américains âgés de 0 à 18 ans, la période de l'enfance au cours de laquelle émerge la relation entre la santé et le statut socioéconomique ainsi que le moment où cette relation est la plus forte. À cette fin, ils utilisent les données du NHIS, une des bases de données utilisées par Case *et al.* (2002), mais ils se limitent à la seule année 1994, ce qui fournit un échantillon d'environ 30 000 enfants. Ils mesurent le statut socioéconomique à l'aide du revenu des parents, du statut de pauvreté, du nombre d'années d'études des parents et d'une évaluation du bien-être.

Les auteurs concluent qu'il existe une relation significative entre la totalité des indicateurs du statut socioéconomique et la santé des enfants, mais que l'intensité de cette relation ne varie pas avec l'âge. Toutefois, en examinant des problèmes de santé plus spécifiques (blessures, maladies respiratoires graves et autres maladies considérées comme étant sévères), ils estiment que cette relation s'accroît à l'adolescence. Les auteurs suggèrent que ces maladies sont probablement causées par un environnement insalubre ou par une exposition à la fumée secondaire à la maison. Ils avancent l'hypothèse que les facteurs nocifs à la santé des enfants de faible statut socioéconomique persistent dans le temps, ce qui expliquerait les problèmes de santé qu'ils connaissent tout au long de leur enfance.

Le résultat auquel les auteurs arrivent lorsqu'ils comparent l'intensité de la relation selon l'âge des enfants diffère de celui de Case *et al.* (2002). Mais Case *et al.* (2006) expliquent à leur tour cette différence par le fait que Chen *et al.* (2006) utilisent un échantillon trop restreint et qu'ils y incluent les individus parvenus à l'âge de 18 ans, donc en âge d'être sur le marché du travail et de contribuer ainsi à accroître le revenu familial. Enfin,

la différence des indicateurs retenus pour composer la variable du revenu est une autre explication avancée par Case *et al* (2006) pour expliquer les disparités entre les deux études.

Case *et al.* (2005) cherchent à mieux cerner le lien entre, d'une part, la santé des enfants et la situation financière de leur famille, et, d'autre part, leur santé, leur emploi et leur statut socioéconomique une fois qu'ils sont adultes. À l'aide d'un modèle de parcours de vie, ils estiment que les individus ayant connu des difficultés de santé pendant leur enfance présenteront, une fois adultes, une moins bonne éducation, un statut socioéconomique plus faible et une santé plus fragile. De plus, les difficultés qu'ils ont connues dans leur enfance risquent d'avoir un impact sur leurs capacités parentales et leur statut socioéconomique, exposant ainsi la génération suivante à des difficultés similaires. Les auteurs mettent donc en lumière un mécanisme de transmission intergénérationnelle de la santé et du statut socioéconomique qui opérerait de la façon suivante : un enfant à qui les parents peuvent consacrer peu de ressources risque d'être en moins bonne santé au cours de son enfance et de sa jeunesse; par conséquent, une fois devenu adulte, il risque d'être désavantagé au plan de la santé, de l'éducation, de l'emploi et du statut socioéconomique; devenu parent à son tour, il aura donc lui-même moins de ressources à consacrer à son enfant au cours de la grossesse et de la jeune enfance; ce déficit fera en sorte que son enfant risque à son tour d'être en moins bonne santé, complétant ainsi la première boucle de transmission intergénérationnelle de la santé et du statut socioéconomique.

Par ailleurs, d'autres études sur la relation entre la santé des enfants et leur statut socioéconomique ont utilisé des données de l'ÉLDEQ.

Nikiéma *et al.* (2008) analysent la relation entre la pauvreté et la fréquence d'hospitalisation des enfants de l'ÉLDEQ. Leurs données proviennent de quatre cycles de l'étude (1999 à 2002) alors que les enfants avaient 5, 17, 29 et 41 mois. Le niveau de pauvreté utilisé est celui que propose Statistique Canada pour ces années. En se servant d'une méthode de régression logistique, ils estiment que les enfants exposés à une pauvreté chronique et les enfants de familles ayant un revenu plus élevé sont susceptibles d'être hospitalisés à une fréquence comparable. Toutefois, la probabilité de la fréquence d'hospitalisation augmente pour les enfants exposés de façon intermittente à la pauvreté. En faisant l'hypothèse de l'existence d'une relation positive entre le revenu familial et la santé

des enfants, et en tenant compte du caractère universel des services de santé du Québec, les auteurs proposent qu'il peut exister des barrières à l'hospitalisation d'enfants provenant des familles exposées à la pauvreté chronique. Ces barrières pourraient être liées à l'organisation et à la disponibilité des services de santé, à des problèmes de transport pour se rendre à l'hôpital et/ou à d'autres facteurs relatifs à la pauvreté, tels que l'impact négatif sur le revenu familial du manque à gagner occasionné par l'absence au travail. Dans cette perspective, la fréquence des hospitalisations ne serait donc pas un indicateur adéquat de l'état de santé des enfants exposés à la pauvreté chronique. En revanche, un indicateur plus adéquat serait peut-être l'évaluation de la santé des enfants faite par la mère, puisque cet indicateur n'est pas soumis aux contraintes d'accessibilité à un établissement hospitalier.

Nikiéma *et al.* (2010) étudient par ailleurs la relation entre la pauvreté et les maladies chroniques des enfants de 4 ans et moins, au Québec et au Royaume-Uni. Les données sur les enfants du Québec sont fournies par les 4 premiers cycles de l'ÉLDEQ. Les estimations sont effectuées par régression logistique avec, comme variable dépendante, la présence ou non d'une maladie chronique chez l'enfant, et, comme variable indépendante, le revenu familial. L'étude recourt aussi à des variables de contrôle telles que des caractéristiques de l'enfant et le niveau d'éducation de la mère.

Les auteurs détectent une relation positive entre l'exposition des enfants à la pauvreté au cours de leurs premières années de vie et la présence de maladies chroniques à leur quatrième année de vie. Ces résultats ne sont toutefois pas significatifs dans le cas des enfants du Québec, cela étant dû, selon les auteurs, au faible taux d'enfants considérés comme pauvres dans les données de l'ÉLDEQ.

Les auteurs estiment par ailleurs que l'exposition à la pauvreté d'un enfant âgé de 4 ans a un effet différent entre les deux cohortes. Chez les enfants de 4 ans du Royaume-Uni, l'effet de la pauvreté sur la présence de maladies chroniques est plus marqué que celui qui résulte d'une exposition à un plus jeune âge. Chez les enfants du Québec, cependant, aucune relation n'a été observée pour une exposition à l'âge de 4 ans. Les auteurs concluent donc que l'effet de la pauvreté sur la présence de maladies chroniques chez les enfants, selon leur âge, varie d'un pays à l'autre. La différence des deux échantillons les amène toutefois à recommander la prudence dans l'interprétation de cette conclusion.

Séguin *et al.* (2001) évalue l'impact du revenu familial sur la santé des enfants du premier cycle de l'ÉLDEQ (1998), alors que les enfants ont 5 mois. Les familles ont été catégorisées selon leur niveau de revenu. Celles qui ont un revenu au-dessus du seuil de faible revenu établi par Statistique Canada pour 1998 sont dites « non pauvres »; celles dont le revenu se situe entre 60 % et 99 % de ce seuil sont dites « pauvres »; celles dont le revenu est inférieur à 60 % du seuil sont qualifiées de « très pauvres ».

En recourant à une régression logistique, les auteurs estiment qu'il existe une relation significative entre le fait que la famille soit « pauvre » ou « très pauvre » et le fait que la mère de l'enfant ait évalué que celui-ci jouissait d'une santé « moins qu'excellente ».

Ils détectent aussi une relation positive entre le fait d'être pauvre et le fait que l'enfant ait une maladie chronique, qu'il accuse un retard de croissance ou qu'il soit hospitalisé, et ce, même en tenant compte des conditions de santé de l'enfant à la naissance, telles que la prématurité et les retards de croissance intra-utérine, ainsi que d'autres variables de contrôle.

Séguin *et al.* (2005) recourent aux données des trois premiers cycles de l'ÉLDEQ pour analyser la relation entre la situation financière familiale et la santé des enfants. Les indicateurs de santé utilisés comme variables dépendantes sont la présence d'au moins un problème de santé au cours des 3 mois qui précèdent la réponse au questionnaire, la manifestation d'au moins une crise d'asthme au cours des 12 mois précédents et au moins une hospitalisation pendant les 12 mois précédents. Ces variables proviennent toutes d'un questionnaire rempli par la mère. Les auteurs utilisent aussi la taille de l'enfant afin de créer une variable dépendante des retards de croissance. Un questionnaire où la mère évalue son manque d'argent au cours de chacun des 12 mois précédents sert de variable pour mesurer la situation financière des parents. Les auteurs regroupent les 12 réponses obtenues en 3 catégories : « aucun manque d'argent », « manque d'argent pour des besoins de base » et « sérieux manque d'argent pour des besoins de base ».

Les auteurs concluent que les enfants faisant partie de familles ayant vécu des difficultés financières sont plus susceptibles de vivre des problèmes de santé, d'avoir un retard de croissance et d'être hospitalisés que les enfants faisant partie d'une famille avec un revenu suffisant. Ils en arrivent à ces résultats quel que soit le niveau d'éducation de la mère,

la condition de l'enfant à la naissance ou d'autres variables de contrôle. Étant donné la présence d'un système de santé gratuit au Québec, les auteurs suggèrent donc que la relation entre le manque d'argent pour des produits de base et la santé des enfants se traduirait dans une mauvaise nutrition de ceux-ci ainsi que dans le stress ressenti par les membres de la famille, stress qui aurait un effet négatif sur le système immunitaire des enfants.

Séguin *et al.* (2007) examinent dans une autre étude la relation entre la durée de la pauvreté et la santé des enfants, de la naissance à 3 ans et demi, en se servant des 4 premiers cycles de l'ÉLDEQ. Les auteurs y définissent la pauvreté comme un revenu familial se situant, au cours des 12 mois précédents, au-dessous du seuil de faible revenu établi par Statistique Canada. Ils recourent à plusieurs indicateurs de santé : la santé de l'enfant perçue par la mère, les infections au cours des 3 derniers mois, les crises d'asthme au cours des 12 derniers mois ainsi que la présence d'un retard de croissance.

En utilisant une méthode de régression logistique, les auteurs estiment que la probabilité que les enfants exposés à une pauvreté chronique cumulent un grand nombre de problèmes reliés à la santé et connaissent des problèmes d'asthme est plus élevée que pour les enfants mieux nantis. Étant donné la présence d'un système de santé universel au Québec, les auteurs suggèrent que les problèmes d'asthme seraient reliés à la qualité de l'environnement où vit l'enfant (logement, fumée secondaire). En ce qui a trait à la probabilité plus élevée de cumuler des problèmes de santé, les auteurs l'expliquent par le fait que la pauvreté exposerait les enfants à un stress chronique.

D'autre part, les auteurs notent une probabilité plus élevée que les enfants provenant de familles ayant vécu des épisodes de pauvreté intermittente soient perçus par leur mère comme ayant une santé moins qu'excellente. Pour les enfants ayant été exposés à une pauvreté chronique, toutefois, cette probabilité accrue n'est pas significative.

Tous les résultats significatifs de l'étude sont demeurés tels quand les variables de contrôle relatives aux caractéristiques de l'enfant et de la mère ont été intégrées. Enfin, les auteurs n'ont détecté aucune relation entre la durée de la pauvreté et les retards de croissance ou la quantité d'infections.

...

L'ensemble des études portant sur la relation entre le revenu familial et la santé des enfants arrivent à des résultats qui vont généralement dans le même sens :

- a) Un revenu familial plus élevé augmentera les chances que les enfants de cette famille soient en meilleure santé.
- b) Les estimations de certains auteurs laissent croire que la relation entre le revenu familial et la santé des enfants trouverait sa source dans une exposition intermittente de l'enfant à la pauvreté plutôt que dans une exposition chronique (Séguin *et al.*, 2007; Nikiéma *et al.*, 2008).
- c) La variable utilisée pour évaluer la santé des enfants vient tantôt d'une évaluation faite par la mère, tantôt d'un décompte du nombre d'hospitalisations pendant la dernière année, tantôt de la présence ou non de maladies chroniques.
- d) La variation du niveau de santé en fonction du revenu familial semble plus significative quand ce niveau de santé est mesuré par une évaluation faite par la mère ou par la présence ou non de maladies chroniques.
- e) Le revenu familial est exprimé parfois en termes de « tranche de revenu », parfois de « suffisance de revenu ». Dans aucun cas il n'est exprimé de façon continue. Cela s'explique probablement par les règles de confidentialité qui limitent l'accès à de telles informations. Exprimer le revenu familial de façon continue permettrait toutefois d'enrichir la précision et l'interprétation des résultats obtenus lors des estimations.
- f) Les méthodes d'estimations utilisées sont parfois logistiques et parfois faites à l'aide de modèles probit ordonnés (Case *et al.*, 2002; Currie et Stabile, 2003; Lefebvre, 2006). Dans le cas des modèles de probit ordonnés, une estimation différente a été réalisée pour chaque année des enquêtes. Sans doute pour des raisons techniques, aucune des études recensées n'a pleinement exploité les possibilités offertes par les données longitudinales en utilisant des modèles avec effets aléatoires et effets fixes.

De telles estimations sont toutefois maintenant réalisables avec l'utilisation d'un logiciel tel que STATA 13.

- g) Plusieurs de ces études ont aussi utilisé des variables de contrôle telles que la structure familiale ou le plus haut niveau d'éducation atteint par la mère (Currie *et al.*, 2004). En effet, ces variables de contrôles étaient corrélées avec le niveau de santé des enfants. Il est donc important que nos estimations tiennent compte des caractéristiques propres aux parents et à la structure familiale.

1.4 Santé des enfants et participation des mères au marchés du travail

On a vu que Case *et al.* (2002) et Stabile *et al.* (2003) mettent en lumière l'effet négatif du faible revenu des parents sur la santé des enfants. Compte tenu que ce revenu est fonction de la participation des parents au marché du travail, on peut toutefois penser qu'il est lui-même déterminé, en partie, par l'état de santé de l'enfant. En effet, il est probable que cet état de santé influe sur le fait que les parents occupent un emploi rémunéré ainsi que sur le nombre d'heures qu'ils y consacrent.

Une étude de Corman *et al.* (2003) cherche précisément à déterminer s'il existe une relation entre les habitudes de travail des parents et la santé de leurs enfants. Sur la base d'estimations réalisées à partir de données longitudinales fournies par la *Fragile Families and Child Wellbeing Study* (FFCWS) entre 1998 et 2000, ils concluent que le fait d'avoir un enfant en mauvaise santé diminue non seulement la probabilité que la mère travaille, mais également le nombre d'heures travaillées par le père et la mère. Ils expliquent cette diminution, qui touche surtout les parents célibataires, par le fait que l'enfant malade a besoin de plus d'attention de la part de ses parents, ce qui réduit leur possibilité de participer au marché du travail. Le revenu familial est alors réduit et, de ce fait, réduites aussi les ressources financières que les parents peuvent consacrer à leur propre santé et à celle de leur enfant. Selon les auteurs, cet engrenage augmenterait le risque que la mauvaise santé de l'enfant perdure à plus long terme.

Corman *et al.* (2005) examinent quant à eux la relation entre la participation des mères au marché du travail et la santé des enfants, mais en observant plus particulièrement les mères célibataires, considérées comme étant pauvres, et leurs enfants. Leur analyse tient compte de plusieurs facteurs relatifs à la structure familiale (tels que des informations sur le père), d'un statut matrimonial englobant des caractéristiques plus larges que les simples catégories mariée/célibataire, ainsi que du fait que les parents ont eu ou non un enfant avec un autre partenaire. Ils utilisent une méthode d'estimation avec effets fixes. Leurs estimations sont basées sur des données de la FFCWS, la même base de données utilisée par Corman *et al.* (2003). Ils estiment que les mères d'enfants en mauvaise santé voient leur probabilité de participer au marché du travail réduite de 8 %. Pour celles qui ont un emploi, le nombre d'heures travaillées serait réduit de trois heures par semaine. L'effet serait plus prononcé pour les mères qui ne sont pas mariées, qui ont plus de 21 ans et qui n'ont qu'un diplôme d'études secondaires.

La relation entre la participation des parents au marché du travail (reliée au revenu familial) et la santé des enfants établie par ces deux études met à nouveau en lumière l'existence d'un problème d'endogénéité lorsqu'il s'agit d'estimer une relation entre la santé des enfants et le revenu familial. Nos estimations prennent en compte ce problème, qui est discuté au chapitre sur la méthodologie.

1.5 Santé des enfants et exposition à un environnement particulier

Côté *et al.* (2010) examinent les effets généraux des services de garde sur la santé des enfants de l'ÉLDEQ, d'abord lorsqu'ils sont d'âge préscolaire, puis lorsqu'ils sont âgés de 5 à 8 ans. Les variables dépendantes utilisées sont les différentes infections (respiratoires, gastro-intestinales, otites) rapportées par la mère. Les auteurs constatent que, à l'âge préscolaire, les enfants fréquentant les services de garde présentent plus de risques de souffrir de problèmes respiratoires et d'infections aux oreilles que les enfants gardés à la maison. Cependant, une fois âgés de cinq à huit ans, ces mêmes enfants ont moins de risques que les autres de souffrir de ces mêmes infections. Les auteurs attribuent ce phénomène au fait que les enfants de 5 à 8 ans ayant fréquenté les services de garde à l'âge préscolaire ont vu leur

système immunitaire renforcé par la plus haute fréquence des infections qu'ils ont alors connues. Les auteurs ne se prononcent toutefois pas sur la relation à plus long terme. Ils concluent que l'augmentation du nombre d'infections reliée aux services de garde ne contribue donc pas à augmenter le nombre d'infections que les enfants connaîtront au cours de leur jeunesse.

Geoffroy *et al.* (2013) s'interrogent de leur côté sur les associations prédictives entre l'utilisation des services de garde et les problèmes de surpoids ou d'obésité. Leur échantillon est composé de 1649 enfants de l'ÉLDEQ dont les parents ont répondu à un questionnaire sur la fréquentation des services de garde alors que leurs enfants avaient entre 18 mois et 4 ans. Les auteurs utilisent également l'indice de masse corporelle (IMC) des enfants, mesuré entre l'âge de 4 et 10 ans. Ils concluent que les enfants fréquentant un service de garde ont des risques plus élevées de connaître un problème de surpoids ou d'obésité entre l'âge de 4 et 10 ans. Chaque tranche de 5 heures supplémentaires passées en service de garde (par semaine) augmenterait ce risque de 9 %. Les auteurs n'ont toutefois pas détecté de relation entre l'IMC et les enfants faisant l'objet d'un gardiennage à la maison. Cependant, les enfants gardés par un parent de la famille (autre que le père ou la mère) ont plus de risques d'avoir un problème de surpoids.

...

Ces études soutiennent que la santé des enfants est sensible à l'environnement auquel ils sont exposés tout au long de leur jeunesse. La relation observée entre les services de garde et la santé des enfants est probablement due à une exposition à d'autres enfants, ce qui faciliterait la transmission de maladies contagieuses. Au-delà de la fréquentation ou non des services de garde, d'autres facteurs ont peut-être une influence sur la santé des enfants. On peut penser au lieu de résidence (milieu urbain ou rural, régions administratives). On peut aussi penser au nombre de frères et sœurs de l'enfant. Nos estimations prennent en compte ce type de facteurs, lorsque cela est possible.

CHAPITRE II

DÉMARCHE MÉTHODOLOGIQUE

2.1 Les données

L'Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ) a été mise en chantier en 1998 grâce à un financement initial du ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS). Son objectif est de mesurer le développement des enfants en déterminant les facteurs associés à différentes dimensions de ce développement : santé, habiletés cognitives et comportementales depuis la naissance, etc. Les données ont été recueillies en plusieurs phases.

Au cours de sa première phase (1998 à 2002), l'ÉLDEQ a suivi une cohorte de 2 120 enfants, de l'âge de 5 mois à l'âge de 4 ans. La collecte des données a pu ensuite se poursuivre grâce au maintien de l'appui financier du MSSS et à l'apport financier de nouveaux partenaires : le ministère de la Famille (MF), l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) et la Fondation Lucie et André Chagnon.

La deuxième phase, réalisée entre 2003 et 2010, a donné lieu, entre autres, au maintien du suivi des enfants pendant leur fréquentation de l'école primaire. Les enseignants et d'autres intervenants ont alors été appelés à participer à l'évaluation du développement de l'enfant, faite jusque là par ses seuls parents.

La troisième phase, entamée en 2011, doit se poursuivre jusqu'en 2015. On y continuera le suivi des enfants de la phase 1 et 2 pendant les années où ils devraient fréquenter l'école secondaire, c'est-à-dire jusqu'à l'âge de 17 ans. Différents aspects — comportement, loisirs, habitudes de vie, aptitudes scolaires, état de santé, etc. — y seront mesurés. Au moment de rédiger ce mémoire, les seules données de la première année de la

phase 3 (2011) sont disponibles. En outre, on notera que l'ÉLDEQ n'inclut pas les enfants des Premières Nations ni les enfants nés prématurément (grossesse de moins de vingt-quatre semaines).

Le tableau 2.1 présente les informations sur l'âge des enfants de l'ÉLDEQ selon le cycle de l'enquête. On constate que les données des 4 premiers cycles ont été recueillies alors que les enfants étaient d'un âge similaire (en termes de mois); l'écart-type y est de 0,58. Pour les cycles suivants, l'intervalle d'âge des enfants lors de la collecte des données est plus marqué, avec un écart-type d'un peu plus de 3.

Le tableau 2.2 présente des statistiques descriptives du nombre de mois écoulés entre les collectes de données pour chaque enfant. Pour la grande majorité des cycles, la moyenne du nombre de mois écoulés entre chaque interview est de 12 mois, avec un écart-type variant entre 0,35 et 1,04. L'écart entre les cycles 4 et 5 fait exception, la moyenne du nombre de mois écoulés entre chaque interview y étant de 9,4 mois, avec un écart-type de 2,98, un écart assez élevé par rapport aux autres années. C'est ce phénomène qui contribue à augmenter, dans le tableau 2.1, l'écart-type observé à partir du cycle 5.

Tableau 2.1

Répartition de l'âge des enfants (en mois) selon le cycle

| | Année | Moyenne | Écart-type |
|-----------------|-------|---------|------------|
| Cycle 1 | 1998 | 4,52 | 0,58 |
| Cycle 2 | 1999 | 16,59 | 0,58 |
| Cycle 3 | 2000 | 28,53 | 0,57 |
| Cycle 4 | 2001 | 40,61 | 0,61 |
| Cycle 5 | 2002 | 49,92 | 3,10 |
| Cycle 6 | 2003 | 61,77 | 3,09 |
| Cycle 7 | 2004 | 73,71 | 3,07 |
| Cycle 8 | 2005 | 85,72 | 3,08 |
| Cycle 9 | 2006 | 97,74 | 3,09 |
| Cycle 11 | 2008 | 121,69 | 3,12 |
| Cycle 13 | 2010 | 145,54 | 3,09 |
| Cycle 14 | 2011 | 157,67 | 3,16 |

Tableau 2.2

Répartition de l'écart d'âge des enfants (en mois) d'un cycle à l'autre

| Écart entre les cycles | Moyenne | Écart-type |
|------------------------|---------|------------|
| 1 et 2 | 12,07 | 0,54 |
| 2 et 3 | 11,95 | 0,53 |
| 3 et 4 | 12,09 | 0,56 |
| 4 et 5 | 9,30 | 2,98 |
| 5 et 6 | 11,93 | 0,35 |
| 6 et 7 | 11,98 | 0,42 |
| 7 et 8 | 11,90 | 0,45 |
| 8 et 9 | 12,04 | 0,46 |
| 9 et 11 | 12,00 | 0,38 |
| 11 et 13 | 11,92 | 0,46 |
| 13 et 14 | 12,09 | 1,04 |

On remarque aussi que le nombre de participants tend à diminuer d'un cycle à l'autre; quelques décès d'enfants et un phénomène d'attrition expliquent cette diminution. De plus, certains enfants n'ont pas été suivis pendant un ou plusieurs cycles. Afin de diminuer les biais des estimations, il serait normalement nécessaire d'utiliser la pondération suggérée par l'ISQ pour tenir compte de ces phénomènes. La *commande* du logiciel utilisé pour réaliser nos estimations ne permet toutefois pas de le faire en tenant compte du poids échantillonnel attribué à chaque enfant.

Afin de permettre une analyse longitudinale, les enfants ne participant qu'à un seul cycle ne sont pas pris en compte dans nos estimations. De plus, nos estimation ne prennent pas non plus en compte les enfants pour lesquels nous ne disposons pas d'informations fournies par l'évaluation de santé faite par la mère. Enfin, les enfants retenus pour notre étude sont ceux pour lesquels nous disposons d'observations pour chaque variable explicative utilisée pour la régression contenant la totalité des variables explicatives retenues (tableau B.3.1 et B.3.2). Ces variables explicatives sont énumérées et expliquées à la prochaine section. Les informations présentées au tableau 2.3 concernent les années où les enfants ont

été suivis ainsi que le nombre d'enfants faisant partie de l'échantillon *avant* et *après* avoir réduit le nombre d'enfants à des fins d'analyse.

Les données d'intérêt utilisées dans nos estimations sont des mesures relatives aux facteurs suivants : la santé de l'enfant, le revenu familial, la structure familiale, le plus haut niveau d'éducation atteint par la mère, le statut d'immigration de la mère, le nombre d'enfants dans le ménage, le rang de naissance, le niveau de santé de la mère, la durée de l'allaitement de l'enfant et l'indice cumulatif du risque néonatal. En voici une présentation plus précise.

Tableau 2.3

Échantillon de l'ÉLDEQ selon le cycle

| Cycle | Année | Nombre d'enfants initial | Nombre d'enfants final |
|--------------|--------------|---------------------------------|-------------------------------|
| 1 | 1998 | 2220 | 1838 |
| 2 | 1999 | 2054 | 1820 |
| 3 | 2000 | 2013 | 1773 |
| 4 | 2001 | 1950 | 1707 |
| 5 | 2002 | 1944 | 1718 |
| 6 | 2003 | 1759 | 1546 |
| 7 | 2004 | 1492 | 1310 |
| 8 | 2005 | 1528 | 1338 |
| 9 | 2006 | 1451 | 1297 |
| 11 | 2008 | 1334 | 1165 |
| 13 | 2010 | 1396 | 1215 |
| 14 | 2011 | 1290 | 1080 |

2.1.1 Mesure de la santé des enfants

L'état de santé de l'enfant tel que perçu par la mère est l'indicateur principal sur lequel nous basons nos estimations. Il serait peut-être justifié de remettre en question la fiabilité d'une évaluation de la santé des enfants faite par leurs mères puisque certaines études nous poussent à douter de la validité des autoévaluations de santé (Baker *et al.*, 2001). Cependant, d'autres études nous rassurent quant à la validité de cette mesure.

Thomas et Frankenberg (2000) font ainsi remarquer que la majorité des informations autodéclarées sont biaisées en faveur de ce qui est considéré comme un idéal par le répondant. Ils donnent l'exemple des hommes qui se déclarent souvent plus grands qu'ils ne le sont, et des femmes qui se disent plus minces. En se basant sur des données provenant de l'*Indonesia Family Life Survey* (IFLS), ils comparent donc des états de santé autodéclarés avec les résultats d'une évaluation médicale faite deux jours plus tard. Leur conclusion est que l'autoévaluation générale de la santé fournit bel et bien une information fiable de l'état réel de santé.

Monette *et al.* (2007) utilisent des données de l'ÉLDEQ des années 1998 et 1999 afin de déterminer si l'évaluation par la mère de l'état de santé de son enfant, entre la naissance et 17 mois, est un bon indicateur de la santé réelle de celui-ci. L'estimation a été faite par régression logistique, où la variable dépendante est l'état de santé de l'enfant rapporté par la mère (exprimé de manière ordonnée), qui a été transformé en variable dichotomique où l'état de santé de l'enfant perçu par la mère est catégorisé d'excellente ou de moins qu'excellente. Les variables indépendantes sont toutes les autres variables pouvant indiquer un mauvais état de santé chez l'enfant : problèmes de santé aigus (gastro, otites, fièvre, etc.), problèmes de santé chroniques (tout problème qui persiste plus de 6 mois), crises d'asthme, hospitalisations, ainsi que la fréquence de tous ces problèmes et d'autres facteurs socioéconomiques. Il en résulte que l'évaluation de la santé de l'enfant basé sur la perception de la mère concorde fortement avec l'état de santé réel de l'enfant. Selon les auteurs, l'évaluation de la santé de l'enfant par sa mère est donc un indicateur fiable de la santé des enfants, du moins pour les deux premiers cycles de l'ÉLDEQ.

L'indicateur de santé que nous utilisons pour exprimer le niveau de santé de l'enfant est basé sur une évaluation faite par la personne qui le connaît le mieux (la plupart du temps, sa mère). Cette personne est appelée à répondre à la question « Diriez-vous que la santé de votre enfant est », suivie d'un choix de réponses allant de 1 (excellente) à 5 (mauvaise). Les normes de l'ISQ relatives à la *sortie* de statistiques descriptives d'une variable quelconque nous obligent à disposer d'un minimum de 5 observations par catégorie de réponses. Or, pour la majorité des cycles, très peu d'enfants — et parfois aucun — n'ont vu leur santé évaluée comme étant « passable » ou « mauvaise ». C'est pourquoi les choix de réponses 3 (bonne), 4 (passable) et 5 (mauvaise) sont regroupés en une seule catégorie (« mauvaise à bonne »). Enfin, pour faciliter l'interprétation des résultats, les numéros correspondant aux catégories de réponses sont inversés, ce qui donne les catégories suivantes : 1 (mauvaise à bonne), 2 (très bonne) et 3 (excellente). La variable de santé de l'enfant utilisée comme variable dépendante prend donc la valeur de 1 à 3 selon l'état de santé de l'enfant.

En se basant sur les statistiques descriptives du tableau A.1 de l'appendice A, les figures 2.1 et 2.2 mettent en relief la tendance de l'état de santé des enfants — garçons et filles — à varier de façon irrégulière dans le temps. À l'évidence, le pourcentage des enfants dont la santé est considérée comme « excellente » diminue entre le cycle 1 et 2, pour se maintenir près d'une moyenne de 62 % par la suite (exception faite du cycle 6, où on note une diminution temporaire). Cette diminution se fait au profit des enfants dont la santé est jugée « très bonne ». Le pourcentage de garçons faisant partie de la catégorie « mauvaise à bonne » est assez stable, se situant autour du 10 %. Par contre, la proportion de filles dont la santé est jugée « mauvaise à bonne » est plus faible, se situant généralement au-dessous du 10 %. Pour l'ensemble des cycles, les filles semblent donc avoir un niveau de santé légèrement plus élevé que celui des garçons.

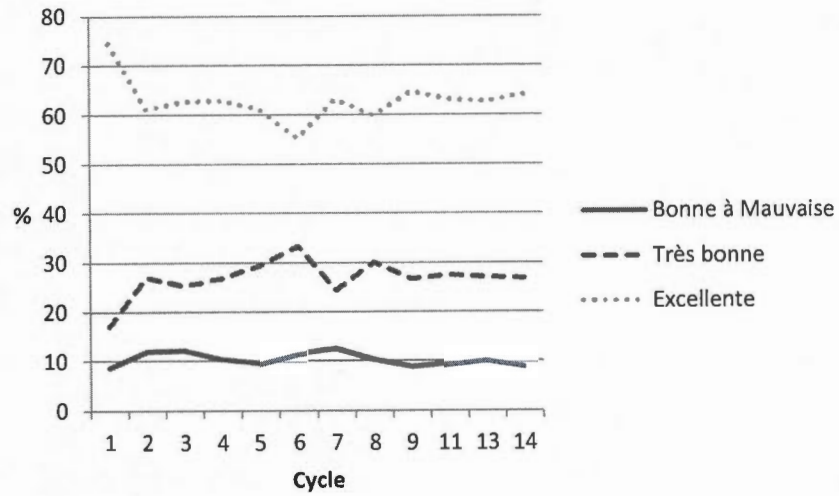


Figure 2.1 Évolution du niveau de santé des garçons

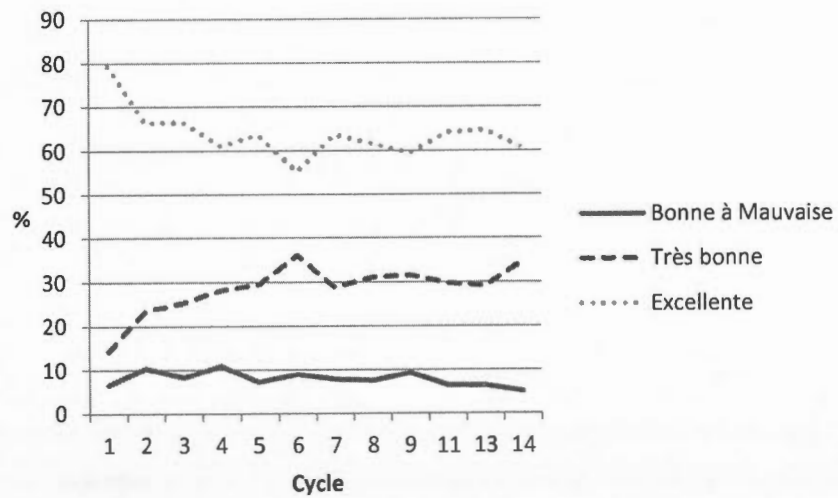


Figure 2.2 Évolution du niveau de santé des filles

2.1.2 Mesure du revenu familial

On l'a vu précédemment, de nombreuses études observent une association positive entre le revenu familial et le niveau de santé des enfants (Séguin *et al.*, 2001; Case *et al.*, 2002; Currie et Stabile, 2003; Currie *et al.*, 2004; Séguin *et al.*, 2005; Chen *et al.*, 2006; Lefebvre, 2006). Le revenu familial pris en compte par l'ÉLDEQ provient d'un questionnaire rempli par la personne qui connaît le mieux l'enfant et à qui on demande de fournir le revenu familial exact. Pour environ 90 % des observations de l'ensemble des cycles de l'étude, on dispose d'une information continue sur le revenu familial alors que pour la presque totalité des observations de l'étude, on dispose d'une information par tranche de revenu familial.

Une variable de revenu continue fournit une information beaucoup plus riche qu'une variable discrète en tranches de revenu. Comme la variable de revenu est de première importance pour notre analyse, nous avons choisi d'imputer la plus grande partie possible des 10 % d'informations manquantes. Nous imputons d'abord les revenus continus manquants en utilisant les valeurs moyennes des tranches de revenu familial associé aux enfants. Les valeurs maximales des tranches de revenu sont de « 80 000 \$ et plus » pour les cycles 1 à 9, et de « 100 000 \$ et plus » pour les cycles 11 à 14. Comme il n'existe pas de valeur moyenne pour ces catégories de revenu, on utilise dans ce cas-ci la moyenne (différente pour chaque enfant) des revenus continus supérieure à 80 000 \$ pour les cycles 1 à 9, et supérieure à 100 000 \$ pour les cycles 11 à 14. Enfin, quand aucune information continue n'est disponible pour les catégories maximales de revenu et que cette catégorie de revenu est observée pour un seul cycle, nous imputons la valeur de 80 000 \$ pour les cycles 1 à 9, et de 100 000 \$ pour les cycles 11 à 14. La raison pour laquelle cette imputation touche seulement les enfants pour qui la catégorie supérieure de revenu familial est observée lors d'un seul cycle est qu'il est raisonnable de s'attendre à ce que, lorsqu'on atteint cette catégorie de revenu pour la première fois, ce revenu soit près du seuil de cette catégorie.

Afin de tenir compte de l'inflation, le revenu familial a été corrigé à l'aide de l'indice des prix à la consommation (IPC) du Québec. L'IPC utilisé est celui proposé par Statistique Canada, qui se base sur le panier de 2011 et qui traduit les dollars courants en terme de dollar de l'année 2002.

En se basant sur les statistiques descriptives présentés dans le tableau A.2 de l'appendice A, la figure 2.3 nous renseigne sur l'évolution du revenu familial constant moyen entre les cycles 1 et 14 pour les garçons et pour les filles. On remarque que le revenu familial moyen en dollars constants a augmenté chaque année, à l'exception du cycle 6 et 14 (années 2003 et 2011) où il diminue légèrement. La croissance du revenu est plus forte au cours des premiers cycles. Cela peut probablement s'expliquer en partie par un retour progressif des femmes sur le marché du travail dans les années qui suivent la naissance des enfants, phénomène qui se stabilise avec le temps. Il est aussi à noter que, pour la totalité des cycles, le revenu familial est plus élevé dans le cas des filles qu'il l'est dans le cas des garçons. Selon les études sur la relation entre le revenu familial et la santé des enfants, on devrait s'attendre à ce que cette hausse contribue à ce qu'on attribue aux enfants un meilleur niveau de santé.

Enfin, tel que démontré par Corman *et al.* (2003) et Corman *et al.* (2005), l'utilisation du revenu familial comme variable explicative de la santé des enfants peut poser un problème d'endogénéité. En effet, ces auteurs démontrent que le fait d'avoir un enfant malade peut réduire le nombre d'heures travaillées par les parents et donc, le revenu familial. La stratégie

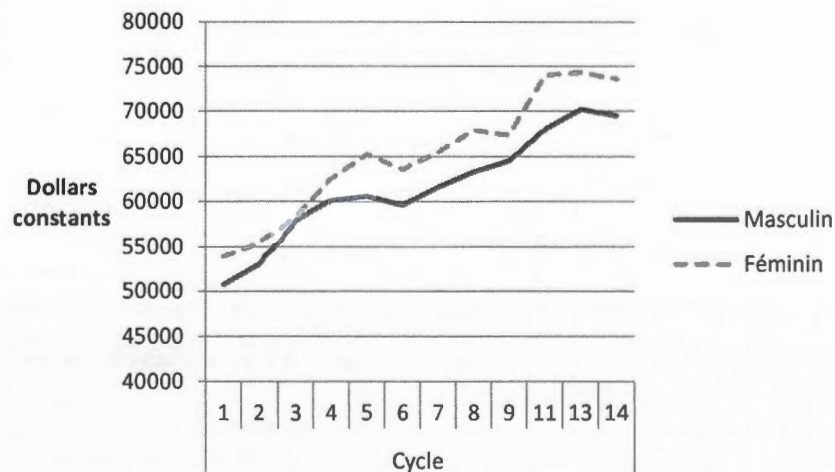


Figure 2.3 Évolution du revenu familial moyen selon le sexe des enfants

adoptée afin d'éviter que cette endogénéité introduise un biais dans nos estimations est exposée plus en détail à la section 2.2, sur la méthode d'estimation.

2.1.3 Mesure de la structure familiale

L'indicateur utilisé pour mesurer la structure familiale provient d'un questionnaire rempli par la personne considérée comme étant celle qui connaît le mieux l'enfant. Elle devait choisir le type de famille qui correspond à la situation familiale de l'enfant. Trois choix de réponses lui étaient présentés, soit biparentale intacte, recomposée et monoparentale. En se basant sur les statistiques descriptives du tableau A.3 de l'annexe A, les figures 2.4 et 2.5 nous renseignent sur la répartition des enfants selon le type de famille et ce, pour chaque cycle.

Le pourcentage d'enfants provenant d'une famille biparentale intacte tend à diminuer de façon linéaire d'un cycle à l'autre au profit des familles recomposées et monoparentales. Cette diminution traduit une certaine fragilité des couples au fil des ans. Il est raisonnable de s'attendre à ce que l'appartenance de l'enfant à une famille monoparentale contribue à nuire à sa santé. On peut supposer en effet que cette situation familiale contribue à réduire à la fois le revenu familial et le nombre d'heures que le parent peut consacrer aux soins de l'enfant. De plus, le choc de la séparation des parents peut être une source de stress qui aura un impact négatif sur le système immunitaire de l'enfant.

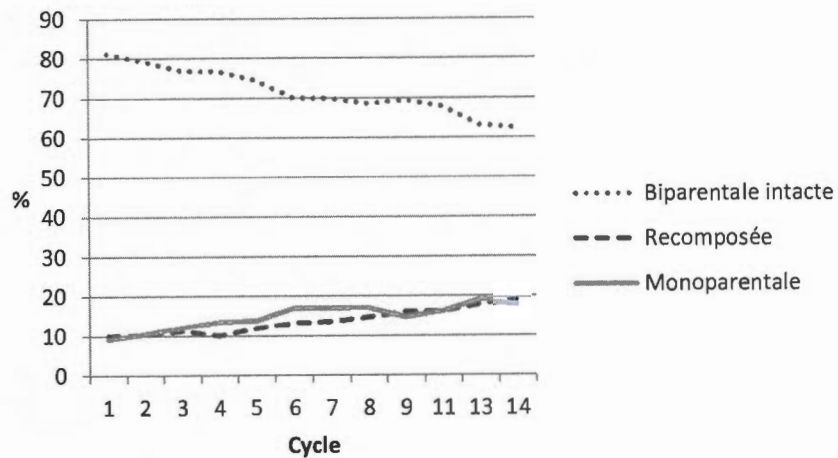


Figure 2.4 Évolution de la structure familiale des garçons

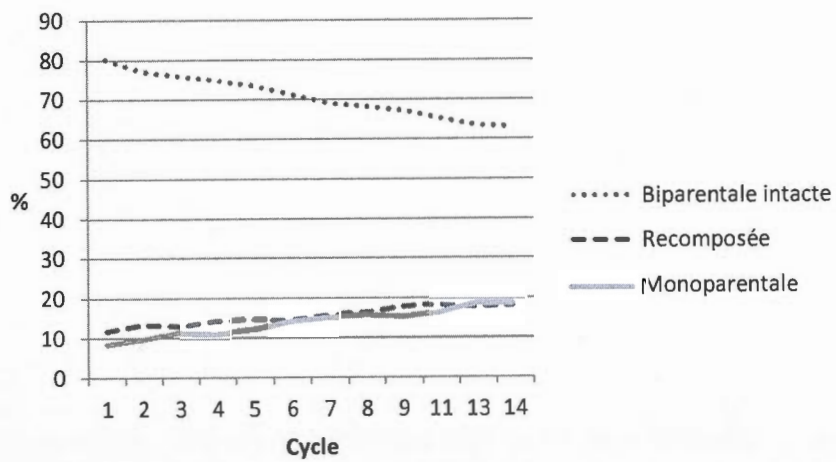


Figure 2.5 Évolution de la structure familiale des filles

2.1.4 Mesure de l'éducation des mères

Il est reconnu que le niveau d'éducation des parents joue un rôle important dans le développement des enfants, au plan cognitif comme au plan de la santé (Case *et al.*, 2002; Currie et Stabile, 2003; Currie *et al.*, 2004; Chen *et al.*, 2006). L'indicateur utilisé pour mesurer l'éducation de la mère provient d'un questionnaire où celle-ci doit indiquer le diplôme le plus élevé obtenu à chaque vague. Les choix de réponses sont divisés en quatre catégories : aucun diplôme, diplôme d'études secondaires, diplôme d'études postsecondaires (mais non universitaires) et diplôme universitaire. En se basant sur les statistiques descriptives du tableau A.4 de l'appendice A, les figures 2.6 et 2.7 nous renseignent sur l'évolution du niveau d'éducation des mères (pour les garçons et pour les filles) du cycle 1 à 14.

On remarque que le nombre de mères n'ayant aucun diplôme connaît une baisse constante au fil des cycles. Cette réduction, de près du tiers, s'explique probablement par le fait que certaines mères, encore aux études lorsqu'elles ont répondu au questionnaire au cours des premiers cycles, ont complété ces études et obtenu un diplôme au cours des cycles suivants. On observe aussi que le pourcentage des mères détenant un diplôme d'études postsecondaires et d'études universitaires tend à augmenter.

Le taux de mères détenant un diplôme d'études postsecondaires, mais non universitaires varie, pour les enfants des deux sexes, entre 29 % au premier cycle et 38 % au dernier cycle. Pour cette catégorie, on note plusieurs fluctuations tout au long des cycles. Ces fluctuations, s'expliquent probablement par une participation intermittente de ces mères à l'enquête.

Le taux de mères des garçons détentrices d'un diplôme d'études universitaire, tend à se maintenir autour des 25 %, puis à augmenter à partir du cycle 9, fluctuant alors autour de 28 %. Pour ce qui est des mères des filles, les trois premiers cycles se situent autour de 25 %, augmentant par la suite pour fluctuer également autour des 28 %.

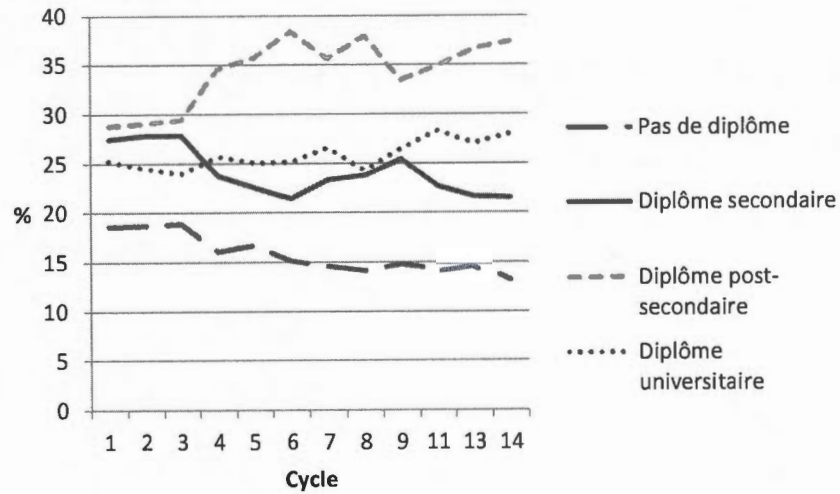


Figure 2.6 Évolution du niveau d'éducation des mères des garçons

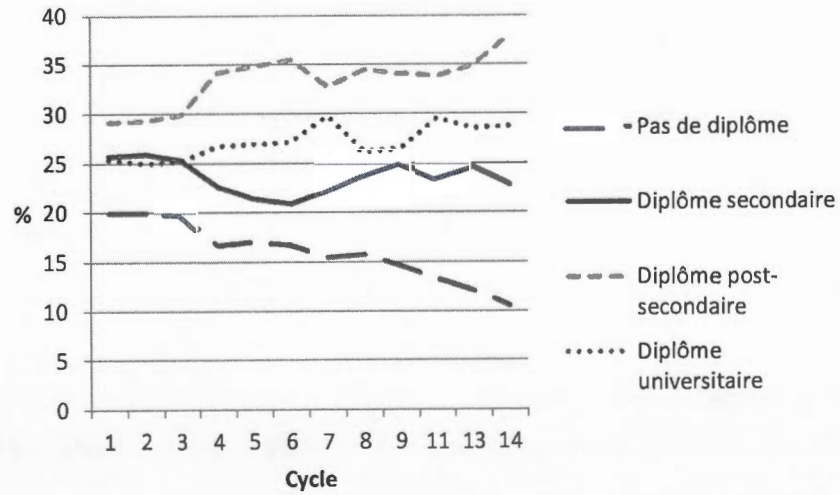


Figure 2.7 Évolution du niveau d'éducation des mères des filles

La hausse générale du niveau de diplomation des mères semble en corrélation avec la hausse constante du revenu familial courant. En effet, un niveau d'éducation plus élevé devrait contribuer à augmenter les chances qu'elles aient un meilleur salaire, ce qui contribuerait du même coup à augmenter leur revenu familial. De plus, comme l'indique plusieurs études (Currie *et al.*, 2004; Case *et al.*, 2005; Dubois et Girard, 2003), cette hausse du niveau de scolarité des mères devrait contribuer à augmenter les chances que leurs enfants soient évalués comme ayant une bonne santé.

2.1.5 Variables de contrôle

Afin de tenir compte d'autres facteurs reliés à la santé des enfants et d'éviter d'introduire un biais statistique dans les résultats de nos estimations relatives aux variables explicatives énumérées précédemment, nous recourons à des variables de contrôle. L'ÉLDEQ nous offre une grande quantité de variables susceptibles d'être utilisées comme variable de contrôle. Les variables retenues pour nos estimations sont le statut d'immigration de la mère, le nombre d'enfants dans le ménage, le rang de naissance de l'enfant, le niveau de santé de la mère, le nombre de mois pendant lesquels l'enfant a été allaité et l'indice cumulatif du risque néonatal (ICRN).

2.1.5.1 Statut d'immigration de la mère

L'information relative au statut d'immigration de la mère provient du questionnaire où celle-ci devait indiquer si elle était « immigrante européenne », « immigrante non européenne » ou « non-immigrante ». À des fins d'analyse, nous avons regroupé les catégories « immigrante européenne » et « immigrante non européenne » en une seule catégorie : « immigrante ». Les statistiques descriptives sur le statut d'immigration des mères sont présentées au tableau A.5 de l'annexe A. On remarque que pour la totalité des cycles, environ 2,6 % des mères des enfants sont immigrantes. Comme le nombre de mères immigrantes pour les catégories « garçons » et « filles » n'est pas élevé, les règlements du

Centre d'accès aux données de recherche de l'Institut de la statistique du Québec (CADRISQ) ne nous autorisent pas à présenter ces informations selon le sexe des enfants.

2.1.5.2 Nombre d'enfants dans le ménage

L'information sur le nombre d'enfants vivant au sein du ménage est fournie par la personne qui connaît le mieux l'enfant. Les statistiques descriptives du nombre d'enfants au sein du ménage sont présentées aux tableaux A.6 et A.7 de l'appendice A. En ce qui concerne le tableau A.7, compte tenu de la faible quantité de famille avec cinq enfants et plus, les règlements du CADRISQ ne nous autorisent pas à présenter des statistiques descriptives selon le sexe des enfants. Les familles de « cinq enfants et plus » sont donc regroupées en une seule catégorie (ce regroupement n'est pas fait lors de la réalisation des estimations).

On constate tout d'abord que le nombre d'enfants vivant au sein du ménage tend à augmenter graduellement d'un cycle à l'autre, avec une moyenne de 1,84 enfant pour le premier cycle et de 2,27 enfants pour le dernier cycle. De plus, on note que la moyenne du nombre d'enfants au sein du ménage est assez similaire chez les garçons et les filles et ce, pour chaque cycle. On devrait s'attendre à ce qu'un nombre d'enfants plus élevé au sein d'un ménage réduise le temps que les parents ont pu consacrer à chacun, ce qui contribuerait à ce que les enfants soient évalués en moins bonne santé. En revanche, un nombre élevé d'enfants au sein d'un ménage peut faire en sorte que les parents soient plus expérimentés à prévenir les problèmes de santé et à les régler plus rapidement lorsqu'ils se présentent. Il est donc difficile d'anticiper lequel de ces effets se fera sentir avec le plus d'intensité.

2.1.5.3 Rang de naissance de l'enfant

La variable du rang de naissance détermine pour, chaque famille, combien d'enfants sont nés avant l'enfant participant à l'enquête. Les statistiques descriptives du rang de naissance sont présentées au tableau A.8 de l'appendice A. Les enfants venant au premier rang représentent 44,32 % des enfants; ceux du second rang, 39,26 %; ceux du troisième,

11,56 %; ceux du quatrième, 3,28 %; ceux du cinquième, 1,68 %. On se retrouve ici avec une ambiguïté similaire à celle que soulève le nombre d'enfants. D'une part, on devrait s'attendre à ce que les parents aient plus de temps à consacrer aux soins d'un enfant occupant un 1^{er} rang qu'à un enfant venant au 4^e ou 5^e rang d'une fratrie, ce qui devrait contribuer à ce que l'aîné soit en meilleure santé. En revanche, l'enfant qui vient au 4^e ou 5^e rang de la famille peut compter sur des parents plus expérimentés et mieux à même de prévenir, de déceler ou de régler plus rapidement ses problèmes de santé, contribuant ainsi à ce que celui-ci soit en meilleure santé que ses aînés. Reste à savoir lequel de ces effets sera dominant : le temps additionnel qui peut être consacré à l'enfant ou l'expérience parentale ?

2.1.5.4 Niveau de santé de la mère

Certaines études constatent une relation positive et significative entre la santé des enfants et celle de leurs mères (Lefebvre, 2006). La variable servant à mesurer le niveau de santé des mères, disponible dans l'ÉLDEQ, est assez similaire à celle qui mesure le niveau de santé des enfants. Elle provient du questionnaire où la mère doit évaluer son niveau de santé en répondant à la question « Diriez-vous que votre santé est », suivie d'un choix de réponses allant de 1 (excellente) à 5 (mauvaise). Pour la majorité des cycles, très peu de mères ont estimé avoir une mauvaise santé. C'est pourquoi nous regroupons les choix de réponses 4 (passable) et 5 (mauvaise) en une seule catégorie : (mauvaise à passable). Enfin, pour faciliter l'interprétation des résultats, les numéros correspondant aux catégories de réponses sont inversés, allant de 1 (mauvaise à passable) à 4 (excellente).

Les informations sur le niveau de santé des mères sont présentées au tableau A.9 de l'annexe A. On remarque, entre les cycles 1 et 14, une diminution progressive de la proportion des mères qui s'autoévaluent comme ayant une excellente santé, cette proportion passant de 44 %, au premier cycle, à 28 % au dernier cycle. Cette diminution se fait au profit des trois autres catégories, dans une proportion similaire.

2.1.5.5 Durée de l'allaitement de l'enfant

On l'a déjà mentionné, certaines études estiment que le fait d'avoir été allaité ou non, ainsi que le nombre de mois pendant lesquels l'enfant a été allaité (que nous désignons par « durée de l'allaitement »), est un déterminant significatif de la santé des enfants (Coulibaly *et al.*, 2006; Lefebvre, 2006). Afin de ne pas introduire de biais statistique dans les résultats des autres variables, on doit donc tenir compte du fait que l'enfant ait été allaité ou non. L'ÉLDEQ inclut une variable où la mère doit indiquer si l'enfant a été allaité « beaucoup », « un peu » ou « pas du tout ». Dans ce questionnaire, « beaucoup » signifie que l'enfant continuait d'être allaité lors du cycle 1 de l'enquête, « un peu » signifiant que l'enfant avait été allaité, mais ne l'était plus lors du cycle 1. Les statistiques descriptives de cette variable sont présentées au tableau A.10.

En se basant sur la totalité de l'échantillon utilisé pour réaliser nos estimations, on constate que 33,88 % des enfants ont été allaités pendant une longue durée, que 38,76 % l'ont été pour une courte durée et que 27,37 % d'entre eux n'ont pas été allaités. On constate aussi que, malgré le fait que les garçons aient été légèrement plus nombreux que les filles à être allaités, la durée d'allaitement a été sensiblement similaire pour les deux sexes. Enfin, on devrait s'attendre à ce que la durée de l'allaitement se répercute sur l'évaluation de la santé de l'enfant et qu'une durée d'allaitement plus longue soit associée à une meilleure santé de l'enfant.

On notera que nous aurions pu utiliser une autre variable sur l'allaitement, provenant du deuxième cycle de l'ÉLDEQ. Celle-ci aurait fourni plus de précisions sur la durée de l'allaitement. Cependant, étant donné que la variable d'allaitement est fixe d'un cycle à l'autre, et étant donnée l'attrition constatée entre les deux premiers cycles, l'utilisation de cette variable aurait entraîné une trop grande réduction de la taille de notre échantillon.

2.1.5.6 Indice cumulatif du risque néonatal

Des études ont démontré que des facteurs ayant une influence sur la santé des enfants à la naissance peuvent également avoir un effet sur leur santé à un âge plus avancé (Barker, 1995). L'ÉLDEQ fournit plusieurs informations sur l'état de santé des enfants à la naissance.

Parmi celles-ci, le score APGAR 5 minutes¹, ainsi que des variables reliées à la présence de malformations, au retard de croissance, au fonctionnement problématique des organes de l'enfant, au poids à la naissance et à la durée de la grossesse.

Le nombre d'observations de certaines variables pose un premier problème. En effet, étant donné que ces variables sont fixes à travers tous les cycles, celles pour lesquelles manquent un grand nombre d'observations ont pour effet de diminuer la taille de l'échantillon utilisé dans nos régressions et ce, pour chaque cycle.

De plus, l'utilisation simultanée dans nos régressions de variables comme le poids à la naissance et la durée de grossesse peut poser problème. Les statistiques descriptives de ces deux variables sont présentées aux tableaux A.12 et A.13 de l'appendice A. Ainsi, lorsque la durée de la grossesse est inférieure à 37 semaines, il y a des risques élevés que l'enfant ait un petit poids à la naissance. Étant donnée la forte corrélation de ces deux variables, leur inclusion simultanée dans nos régressions nuirait à la détection d'une relation significative avec le niveau de santé des enfants.

¹ Un score APGAR 5 minutes est une évaluation de la santé globale du nouveau-né cinq minutes après sa naissance. L'évaluation se base sur le rythme cardiaque, la coloration de la peau, la réactivité à la stimulation, la respiration et la tonicité musculaire. Pour chacun de ces aspects, le médecin attribue une cote entre 0 et 2. Le score APGAR se trouve à être le cumulatif de ces cotes. Un score de 7 en descendant signifie une détresse chez le nouveau-né.

Tableau 2.4 Pondération des éléments constituant l'indice cumulatif de risque néonatal

| Problème à la naissance | Catégorie | Poids |
|---|------------------------------|--------------|
| Poids à la naissance | moins de 2500 g | 1 |
| Durée de gestation | moins de 35 semaines | 2 |
| | 35 à 36 semaines | 1 |
| Retard de croissance intra-utérine | sous le 5e percentile | 2 |
| | 5e au 9e percentile | 1 |
| | sous le 10e percentile | 1 |
| Malformation congénitale | deux malformations sérieuses | 3 |
| | une malformation sérieuse | 2 |
| | Malformation mineure | 1 |
| Score d'APGAR à 5 minutes de naissance | moins de 3 | 2 |
| | 3 à 6 | 1 |
| Problème du système nerveux central | | 2 |
| Problèmes respiratoires | | 2 |
| Problèmes du rythme cardiaque | | 1 |
| Problème rénal du nouveau-né | | 1 |
| Problèmes du système sanguin | | 1 |
| Hémorragie du nouveau-né | | 1 |
| Anémie néonatale | | 1 |
| Ictère du nouveau-né | | 1 |
| Infection néonatale | | 1 |
| Problème métabolique du nouveau-né | | 1 |
| Problème du système digestif du nouveau-né | | 1 |
| Traumatisme obstétrical | | 1 |
| Affection par les conditions liées à la grossesse et à l'accouchement | | 1 |
| Problèmes de santé mineurs (en excluant les problèmes très mineurs) | | 1 |

Source : Séguin *et. al.*, 2001

Enfin, l'ÉLDEQ fournit également un indicateur nommé « Indice cumulatif du risque néonatal » (ICRN). On trouve la description de cet indice dans un document réalisé par la Direction Santé Québec de l'ISQ et rédigé par Séguin *et al.* (2001), un groupe de chercheurs provenant du Groupe de recherche interdisciplinaire en santé (GRIS), du département de médecine sociale et préventive de l'Université de Montréal, du *School of Public Health* de l'Université de Californie à Berkeley et du département de psychologie de l'Université du Québec à Montréal. Cet indice tient compte de plusieurs informations tirées du dossier médical de l'enfant à la naissance, son but étant de donner un portrait de la santé globale de l'enfant à la naissance. Tous les types de problèmes de santé reliés à la naissance ou pouvant s'être produits à la naissance sont pris en compte et sont pondérés selon l'intensité de leur impact possible sur le développement général et la santé future du nourrisson. Les valeurs de l'indice vont de 0 à 9 (score minimum et maximum observé parmi l'ensemble des enfants de l'ÉLDEQ), la valeur 0 signifiant que l'enfant n'a pas eu d'anomalie ou problème de santé à la naissance. Plus la valeur de l'indice est élevée, plus l'enfant cumule des problèmes reliés à la santé à sa naissance. Le tableau 2.4 présente la pondération des variables prises en compte dans l'ICRN, telle que présentée à la page 38 du document de Séguin *et al.* (2001). Étant donné que l'ICRN tient compte de l'ensemble des variables importantes reliées à la santé des enfants à la naissance fournies par l'ÉLDEQ (incluant le score APGAR 5 minutes, le poids à la naissance et la durée de la grossesse), et étant donné que ces variables font l'objet d'une pondération, nous utilisons l'ICRN comme variable explicative dans nos estimations. Les statistiques descriptives de l'ICRN sont présentées au tableau A.11 de l'appendice A. Compte tenu des études sur le sujet, on devrait s'attendre à ce que plus l'ICRN sera élevé, plus élevés seront les risques que l'enfant soit évalué en moins bonne santé.

2.1.5.7 Régions administratives

L'ÉLDEQ ne fournit aucune information sur les régions administratives du Québec où vivent les enfants qui participent à l'étude selon le cycle. Les codes postaux associés au lieu de résidence de chaque enfant sont toutefois disponibles. Afin d'attribuer une région administrative à chaque code postal, nous avons utilisé le logiciel « Fichier de conversion de

codes postaux plus » (FCCP+) créé par Statistique Canada avec la collaboration de Poste Canada. Ce logiciel regroupe un ensemble de fichiers contenant des informations concernant les codes postaux, ainsi qu'un fichier contenant une routine de programmation fonctionnant avec le logiciel SAS. En convertissant le fichier de codes postaux du logiciel STATA au logiciel SAS, et en adaptant les informations du fichier de routine de programmation au fichier de codes postaux, il est possible d'attribuer une région administrative à chaque code postal, donc à chaque enfant observé selon le cycle. Les statistiques descriptives des régions administratives sont présentées au tableau A.14 de l'appendice A.

Pour l'ensemble des cycles, deux régions se démarquent par la forte proportion des enfants observés qui y résident : Montréal (22,79 %) et la Montérégie (20,78 %). À l'inverse ces proportions sont les plus faibles dans les régions du Bas-Saint-Laurent (0,27 %), du Nord-du-Québec (0,1 %) et de la Côte-Nord (0,09 %). Étant donné le faible taux d'observation pour ces trois régions, nous devons interpréter avec prudence les effets marginaux estimés qui leur sont associés.

2.2 Méthode d'estimation

Une grande part des estimations réalisées dans les études recensées précédemment n'ont pas utilisé la variable de santé des enfants sous sa forme ordonnée originelle. Probablement pour des raisons de difficultés méthodologiques, ils optent plutôt pour transformer la variable ordonnée en variable dichotomique. Par ailleurs, la nature longitudinale des données de l'ÉLDEQ fait en sorte qu'il existe, chez les enfants, des caractéristiques non observées, propres à chaque individu et fixes à travers le temps. Pourtant, aucune des études qui ont réalisé des estimations utilisant plusieurs cycles n'a tenu compte de cette hétérogénéité individuelle. Cela peut faire en sorte de sous-estimer les écarts-types et ainsi surestimer la significativité de certains coefficients. La réalisation d'estimations avec effets aléatoires serait donc appropriée. Il est aussi fort probable que certaines de ces caractéristiques non observées, propres à chaque individu et fixes dans le temps, soient corrélées avec certaines des variables explicatives retenues dans nos spécifications. Si tel est

le cas, on se trouve alors avec un problème de variables omises. Une méthode d'estimations tenant compte des effets fixes serait donc aussi appropriée.

Les données de l'ÉLDEQ nous permettent donc de faire des analyses robustes. La réalisation des estimations nécessite l'utilisation d'un logit ordonné avec effets aléatoires et effets fixes pour l'évaluation de la santé de l'enfant faite par la mère. Nous pouvons observer la santé des enfants en relation avec l'éducation des mères, la structure familiale et le revenu familial. Le modèle de régression avec variable dépendante latente sur laquelle se fonde le logit ordonné que nous utilisons est donné par :

$$(1) \quad y_{it}^* = \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} + c_i + \varepsilon_{it},$$

où

$$(2) \quad c_i = \eta + \bar{\mathbf{x}}_i'\boldsymbol{\gamma} + u_i.$$

y_{it}^* est une variable latente continue représentant l'état de santé de l'individu i au cycle t . De cette variable latente émergent 3 catégories de santé (bonne à mauvaise, très bonne et excellente). On suppose, comme on le fait toujours dans ces modèles, que le passage d'une catégorie de santé à une autre se produit lorsque la variable latente y_{it}^* passe au-dessus de certains seuils (μ) dont les valeurs seront estimées avec les autres paramètres du modèle par maximum de vraisemblance (MV). Le classement des réponses est défini par l'équation (3) :

$$(3) \quad y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } -\infty < y_{it}^* \leq \mu_1 \\ 2 & \text{si } \mu_1 < y_{it}^* \leq \mu_2 \\ 3 & \text{si } \mu_2 < y_{it}^* < \infty \end{cases}$$

La probabilité d'observer la réponse v est définie par l'équation (4) :

$$\begin{aligned} (4) \quad & \Pr(y_{it} = v | \boldsymbol{\mu}, \mathbf{x}_{it}, c_i) \\ &= \Pr(\mu_{v-1} < \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} + c_i + \varepsilon_{it} \leq \mu_v) \\ &= \Pr(\mu_{v-1} - \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} - c_i < \varepsilon_{it} \leq \mu_v - \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} - c_i) \\ &= H(\mu_v - \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} - c_i) - H(\mu_{v-1} - \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} - c_i) \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{1 + \exp(-\mu_v + x_{it}\beta + c_i)} - \frac{1}{1 + \exp(-\mu_{v-1} + x_{it}\beta + c_i)}$$

avec $\mu_0 = -\infty$, $\mu_3 = \infty$ et H qui est une fonction cumulative logistique.

On suppose que x_{it} comprend l'éducation des mères, le revenu familial, la structure familiale ainsi que d'autres facteurs de contrôle tel que la santé de la mère, l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, l'âge de l'enfant, l'indice cumulatif du risque néonatal, le statut d'immigration de la mère, la durée de l'allaitement de l'enfant, la région administrative où vit l'enfant et le nombre d'enfants (de moins de 18 ans) dans le foyer.

On peut aisément supposer que les variables explicatives pourraient être corrélées avec l'hétérogénéité non observable entre les individus (c_i), causant un biais dans l'estimation des paramètres par MV. Il faut traiter cette possibilité dans la mesure du possible. Dans le cas d'un logit simple, il est possible de traiter les c_i comme des effets fixes. Ceci n'est pas possible dans le cas du logit ordonné. Nous suivons donc une solution suggérée dans Wooldridge (2010) qui propose un modèle simple pour c_i qui devient alors une fonction linéaire de \bar{x}_i qui représente les moyennes pour chaque enfant des variables se trouvant dans x_{it} et qui varient dans le temps, avec u_i , un élément aléatoire exogène spécifique à l'individu i . Une fois (2) substitué dans (1) et que nous posons l'hypothèse que ε_{it} soit un paramètre d'erreur classique avec une moyenne de 0 et une variance de $\frac{\pi^2}{3}$, il est possible d'estimer les effets des variables d'intérêt par un logit ordonné avec effets aléatoires (en anglais, *random effect ordered logit*) avec la commande *xtologit* du logiciel STATA.

En ce qui concerne les variables qui varient dans le temps, le fait d'exercer un contrôle pour les effets fixes corrige donc le problème relié à l'endogénéité, incluant celui soulevé par Corman *et al.* (2003) et Corman *et al.* (2005), ce qui nous permet d'interpréter les effets marginaux estimés comme étant l'observation de relations causales, toutes choses étant égales par ailleurs. Il faut toutefois rester prudent dans l'interprétation des effets marginaux qui sont obtenus à partir de variables qui ne varient pas dans le temps. Les signes des effets marginaux sont les bons, mais ils risquent d'être partiellement corrélés avec c_i , ce qui risque de biaiser les paramètres estimés. Nous pouvons donc observer des corrélations entre la santé

des enfants et les variables explicatives fixes pour l'ensemble des cycles, mais il n'est pas possible, toutes choses étant égales par ailleurs, d'y voir une relation causale.

Par ailleurs, s'il est raisonnable de supposer que les observations sont indépendantes d'un enfant à l'autre, il l'est moins de présumer qu'elles le sont tout au long des cycles pour un même enfant. C'est pourquoi, lors de nos estimations réalisées avec le logiciel STATA, nous utilisons l'option *vce(cluster clustervar)* dans la dimension « individus ». Cette option permet de calculer les bons écarts-types lorsque les observations sont corrélées pour un enfant donné et sont indépendantes d'un enfant à l'autre.

Parmi les études recensées dans le chapitre précédent, aucune d'entre elles n'a pris la peine de réaliser d'estimation à partir d'échantillons de garçons et de fille séparément. L'avantage de réaliser des estimations à partir d'échantillons séparés est d'analyser si les enfants ont une sensibilité à leurs environnements qui diffère selon le sexe. Pour chaque spécification, nous procédons donc à deux régressions : l'une est basée sur un échantillon composé uniquement de garçons, l'autre sur un échantillon composé uniquement de filles.

La première spécification est une régression logistique ordonnée avec effets *aléatoires*. Elle inclut uniquement des variables explicatives démographiques : la région administrative où vit l'enfant selon le cycle (avec le Bas-Saint-Laurent comme région de référence), le nombre d'enfants dans le ménage selon le cycle, l'âge en mois de l'enfant selon le cycle, le rang de naissance de l'enfant, l'âge de la mère à la naissance de l'enfant et le fait que la mère soit immigrante ou non. Les résultats sont présentés au tableau B.1 de l'appendice B.

La deuxième spécification est une régression logistique ordonnée avec effets *fixes*. Elle inclut les mêmes variables explicatives démographiques que la première spécification, mais on y exerce un contrôle pour les effets fixes en y ajoutant, parmi les variables explicatives, la moyenne du nombre d'enfant vivant au sein du ménage au cours de la vie de chaque enfant observé. Les résultats sont présentés au tableau B.2 de l'appendice B.

La troisième spécification est une régression logistique ordonnée avec effets *aléatoires*. Elle inclut les mêmes variables explicatives démographiques que la première spécification, mais en y ajoutant les variables concernant la santé de l'enfant et de sa mère. Ces variables de

santé sont l'indice cumulatif du risque néonatal (avec l'indice « 0 » comme référence) et le niveau de santé de la mère selon le cycle (avec le niveau « mauvaise à passable » comme référence). Les résultats sont présentés au tableau B.3 de l'appendice B.

La quatrième spécification est une régression logistique ordonnée avec effets *fixes*. Elle inclut les mêmes variables explicatives démographiques et de santé que la troisième spécification, mais en y ajoutant aussi la moyenne du nombre d'enfants vivant au sein du ménage et le niveau moyen de santé de la mère au cours de la vie de chaque enfant observé. Les résultats sont présentés au tableau B.4 de l'appendice B.

La cinquième spécification est une régression logistique ordonnée avec effets *aléatoires*. Elle inclut toutes les variables explicatives retenues. En plus des variables démographiques et de santé de la troisième spécification, s'ajoutent donc la structure familiale selon le cycle (avec la biparentalité intacte comme référence), le niveau d'éducation de la mère selon le cycle (avec la catégorie « aucun diplôme » comme référence), la durée de l'allaitement de l'enfant (avec la catégorie « n'a pas été allaité » comme référence) et le logarithme du revenu familial. Les résultats sont présentés au tableau B.5 de l'appendice B.

La sixième spécification est une régression logistique ordonnée avec effets *fixes*. Elle inclut les mêmes variables que la cinquième spécification, auxquelles s'ajoutent la moyenne du nombre d'enfants vivant au sein du ménage, le logarithme du revenu familial moyen au cours de la vie de l'enfant, le niveau moyen de santé de la mère au cours de la vie de l'enfant observé et la moyenne (présentée en pourcentage, car dichotomique) des variables « recomposée » et « monoparentale » au cours de la vie de l'enfant (avec la moyenne de « biparentale intacte » comme référence). Les résultats sont présentés au tableau B.6 de l'appendice B.

Dans le cas des spécifications où les moyennes ont été incluses afin de contrôler pour la corrélation, entre c_i et x_{it} , un test joint de Wald, où l'hypothèse nulle est $\gamma = \mathbf{0}$, est réalisé dans le but de savoir si on est en présence d'un modèle avec effets aléatoires pur ou non. Dans l'éventualité où l'hypothèse nulle est rejetée, nous pouvons confirmer la pertinence d'utiliser un modèle avec effets fixes.

CHAPITRE III

RÉSULTATS

Les résultats de chacune des spécifications sont présentés aux tableaux de l'annexe B. Pour chaque spécification, les tableaux présentent deux régressions : l'une est faite à partir d'un échantillon composé uniquement de garçons; l'autre, de filles. Dans chaque cas, les tableaux présentent les effets marginaux spécifiques à chaque état de santé (mauvaise à bonne, très bonne et excellente). Ceux-ci s'interprètent selon la probabilité que l'enfant se voit attribué une catégorie correspondant à l'état de santé en question. Les *p-values* des effets marginaux γ sont aussi présentés afin d'en évaluer la significativité. Chaque spécification utilise un échantillon de 8775 observations de garçons et de 9032 observations de filles. Des tests d'hypothèses nulles $\gamma = \mathbf{0}$ ont également été menés afin de justifier un modèle à effets fixes et ce, pour chaque spécification avec effets fixes. Dans chaque cas, les résultats des tests nous ont indiqué que l'utilisation de ce modèle était justifiée (ces résultats ne sont pas présentés dans ce mémoire).

3.1 Première spécification

La première spécification est une régression logistique ordonnée avec effets aléatoires. Elle est composée de variables explicatives démographiques. Les résultats de ce modèle sont présentés au tableau B.1 de l'annexe B.

On constate d'emblée un effet faiblement positif et significatif de l'âge de la mère à la naissance des enfants sur la santé de ceux-ci, qu'ils soient des garçons ou des filles. L'ajout d'une année supplémentaire à l'âge de la mère à la naissance de l'enfant augmente significativement les chances que celui-ci se voit attribué la catégorie « santé excellente » :

cette augmentation est de 0,8 % pour les garçons et de 0,4 % pour les filles, avec une significativité de 1 % pour les garçons et de 5 % pour les filles.

Chez les garçons, le rang de naissance de l'enfant ainsi que le fait que la mère soit immigrante produisent un effet négatif, avec une significativité de 1 % dans chaque cas, sur leur niveau de santé. Chaque unité ajoutée au rang de naissance diminue de 6,3 % les chances que le garçon se voit attribué la catégorie « santé excellente ». D'autre part, ces chances diminuent de 13,9 % quand la mère des garçons est immigrante.

Au chapitre de la région de résidence, les enfants qui vivent au Saguenay-Lac-Saint-Jean, quand on les compare à ceux qui vivent dans le Bas-Saint-Laurent, voient diminuer la probabilité d'être évalués en « très bonne santé » de 26,8 % pour les garçons et de 30,7 % pour les filles, avec une significativité de 10 % et de 1 % respectivement, et ce, au profit non significatif chez les garçons et significatif chez les filles d'être évalués en « excellente santé ».

Les garçons qui vivent dans le Nord-du-Québec, quand on les compare à ceux qui vivent dans Bas-Saint-Laurent, voient augmenter de 53 % les chances d'être évalués en « excellente santé », avec une significativité de 5 %, et ce, au détriment de la catégorie « très bonne santé ».

Les filles qui résident sur la Côte-Nord, toujours en comparaison avec celles qui vivent dans le Bas-Saint-Laurent, voient augmenter de 34,9 % les chances d'être évaluées en « excellente santé », et ce, avec une significativité de 5 %.

Les deux résultats précédents doivent être interprétés avec prudence, compte tenu de la très faible quantité d'enfants de notre échantillon qui résident dans les régions Nord-du-Québec et Côte-Nord (environ 0.1 % de l'échantillon total dans chaque cas). Cet appel à la prudence s'applique aussi aux autres spécifications.

Pour l'ensemble des filles, on note un effet négatif, significatif à 1 % et pratiquement nul de l'âge de l'enfant sur la probabilité d'être évaluées avec une « excellente santé ».

Il est intéressant de noter la différence d'intensité des effets selon le sexe des enfants. Selon cette spécification, les garçons semblent en effet généralement plus sensibles aux variables explicatives, en particulier celles qui sont reliées au contexte familial.

3.2 Deuxième spécification

La deuxième spécification est une régression logistique ordonnée avec effets fixes. Elle est composée de variables explicatives démographiques. Afin d'exercer un contrôle sur les effets fixes, la moyenne du nombre d'enfants, pour la totalité des cycles et spécifique à chaque famille, est ajoutée aux variables explicatives. Les résultats de ce modèle sont présentés au tableau B.2 de l'annexe B.

Un premier constat : chez les garçons comme chez les filles, la valeur ainsi que la significativité des effets marginaux des régions administratives, de l'âge de l'enfant et du statut d'immigration de la mère demeurent pratiquement les mêmes que ceux de la première spécification. La significativité de l'âge de la mère est identique chez les garçons et passe de 10 % à 1 % chez les filles.

En ce qui concerne le rang de naissance des garçons, la significativité ainsi que le coefficient demeurent eux aussi identiques à ceux de la première spécification. Chez les filles, on constate toutefois un effet négatif significatif à 1 % du rang de naissance sur la probabilité qu'elles soient évaluées en excellente santé. Une augmentation d'une unité au rang de naissance d'une fille diminuera de 8 % ses chances d'être évaluée en « excellente santé », un effet légèrement plus prononcé que chez les garçons.

Chez les filles, l'effet du nombre d'enfants dans le ménage devient lui aussi significatif à 10 %, et ce, pour les trois catégories de santé. Une augmentation d'un enfant dans le ménage diminuera de 2,3 % les chances qu'une fille soit jugée avec une « excellente santé » et ce, principalement au profit de la catégorie « très bonne santé ».

3.3 Troisième spécification

La troisième spécification est une régression logistique ordonnée avec effets aléatoires. Elle est composée des variables explicatives démographiques présentées à la première spécification, auxquelles s'ajoutent des variables reliées à la santé de la mère et de l'enfant. Les variables explicatives reliées à la santé sont l'ICRN et le niveau de santé de la mère. Les résultats de ce modèle sont présentés au tableau B.3 de l'annexe B. Les comparaisons qui suivent sont faites à partir de la première spécification.

Au chapitre des régions de résidence, l'intégration des variables reliées à la santé fait perdre toute significativité chez les garçons du Saguenay-Lac-Saint-Jean. Chez les filles de la Côte-Nord, l'effet devient significatif à 1 % pour la catégorie « mauvaise à bonne ». Chez les garçons du Nord-du-Québec, l'effet cesse d'être significatif pour la catégorie « excellente ». Cependant, chez les filles du Nord-du-Québec, l'effet devient significatif à 5 % pour les catégories « excellente » et « mauvaise à bonne ». Enfin, le fait de vivre dans le Nord-du-Québec diminuerait de 29,4 % la probabilité que la santé d'une fille soit qualifiée d'excellente en comparaison à celle d'une fille du Bas-Saint-Laurent.

La significativité du rang de naissance et celle du statut d'immigration de la mère demeurent similaires à celle de la première spécification. La significativité de l'âge de la mère à la naissance de l'enfant demeure la même chez les garçons, mais augmente chez les filles passant de 10 % à 5 %. Toutefois, l'intégration des variables de santé diminue légèrement l'effet de ces trois variables.

L'âge de l'enfant, contrairement aux deux premières spécifications, n'est plus une variable significative chez les filles, mais elle le devient chez les garçons, avec une significativité de 10 %. L'effet est toutefois pratiquement nul pour chaque catégorie de santé de l'enfant.

Un ICRN de 3 et plus produit un effet significatif à 5 % chez les garçons et à 10 % pour les filles, et ce, pour toutes les catégories de santé chez les garçons et les filles, à l'exception de la catégorie « mauvaise à bonne » chez les filles. Comparé à un indice de 0, un indice de 3 et plus entraîne une diminution des chances d'être évalué avec une

« excellente santé » ; cette diminution est de 7,9 % chez les garçons et de 5,4 % chez les filles.

En ce qui concerne la santé de la mère, les catégories « très bonne » et « excellente » ont un effet significatif à 5 % et à 1 % respectivement, et ce, pour chaque catégorie de santé des enfants. Quand on les compare aux enfants dont la santé de la mère est qualifiée de « mauvaise à passable », les enfants dont la santé de la mère est jugée « excellente » voient leurs chances d'être évalués eux-mêmes en excellente santé augmenter sensiblement : de 27,9 % chez les garçons et de 33,1 % chez les filles. Chez les enfants dont la santé de la mère est qualifiée de « très bonne », ces chances de se voir évalués en excellente santé augmentent de 11,7 % chez les filles et de 7,6 chez les garçons.

La santé des garçons semble donc plus sensible que celle des filles à leur condition et à leur état de santé à la naissance. D'autre part, la santé des filles semble plus sensible que celle des garçons face à l'état de santé de leur mère.

3.4 Quatrième spécification

La quatrième spécification est une régression logistique ordonnée avec effets fixes. Elle est composée des variables explicatives démographiques et de santé utilisées à la troisième spécification. Afin d'exercer un contrôle sur les effets fixes, on ajoute à ces variables explicatives la moyenne du nombre d'enfants propres à chaque famille ainsi que le niveau moyen de santé de la mère pour la totalité des cycles. Les résultats de ce modèle sont présentés au tableau B.4 de l'annexe B. Les comparaisons sont faites à partir de la troisième spécification.

On constate d'abord que la significativité des coefficients de la Côte-Nord et du Nord-du-Québec est assez similaire aux résultats de la troisième spécification. À cela s'ajoutent des résultats significatifs à 10 % pour les filles en très bonne santé et les garçons en excellente santé du Nord-du-Québec. Comparé à un enfant résidant dans le Bas-Saint-Laurent, un garçon vivant dans le Nord-du-Québec aura 44,3 % plus de chances d'être évalué avec une « excellente santé » et ce, au détriment des deux autres catégories de santé. Les

effets marginaux du Saguenay-Lac-Saint-Jean demeure significatif, mais ont des effets inférieurs aux résultats de la troisième spécification.

En ce qui concerne le rang de naissance, le statut d'immigrant de la mère et l'âge de la mère au premier cycle, les résultats qui étaient significatifs dans la troisième spécification tendent à augmenter en significativité, avec des valeurs qui changent très peu. À cela s'ajoute un effet négatif et significatif à 1 % du rang de naissance sur la probabilité qu'une fille soit évaluée en « excellente santé ». Chaque unité supplémentaire au rang de naissance diminue de 4,2 % les chances que la santé d'une fille soit jugée excellente.

En ce qui a trait à l'âge des enfants des deux sexes, l'effet n'est plus du tout significatif.

Les variables les plus sensibles à l'ajout des moyennes du nombre d'enfants et du niveau moyen de santé des mères sont l'ICRN et les niveaux de santé des mères. L'ICRN cesse donc d'être significatif chez les filles de toute catégorie et chez les garçons de la catégorie « mauvaise à bonne ». Pour ce qui est des autres catégories de santé des garçons, l'effet de l'ICRN a diminué. L'effet d'avoir une mère dont la santé est qualifiée de très bonne n'est plus du tout significatif pour les enfants des deux sexes, et l'effet d'avoir une mère jugée en excellente santé demeure significatif, mais diminue en intensité.

3.5 Cinquième spécification

La cinquième spécification est une régression logistique ordonnée avec effets aléatoires. Elle est composée de toutes les variables explicatives énumérées au chapitre 2. Aux variables explicatives démographiques et de santé présentées à la troisième spécification s'ajoutent donc l'éducation de la mère, le logarithme du revenu familial en dollars constants, la structure familiale et la durée d'allaitement de l'enfant. Les résultats de ce modèle sont présentés au tableau B.5 de l'annexe B. Les comparaisons sont faites à partir de la troisième spécification.

On note d'emblée que la significativité des effets marginaux des régions administratives est la même que celle qui a été constatée à la troisième spécification. La différence réside dans une diminution des effets produits par l'appartenance régionale sur la santé des enfants.

On constate un phénomène similaire avec le rang de naissance et le statut d'immigration de la mère. L'âge de la mère au premier cycle n'est plus un déterminant significatif chez les filles et perd légèrement en significativité ainsi qu'en intensité chez les garçons. Les effets et les significativités du niveau de santé des mères demeurent assez similaires à ce qui a été observé précédemment. Les résultats de l'ICRN demeurent similaires chez les garçons mais n'est plus significatif chez les filles. L'âge des enfants n'est plus du tout un déterminant significatif du niveau de santé des enfants. La durée de l'allaitement et le niveau d'éducation de la mère ne jouent pas un rôle significatif dans la détermination du niveau de santé de leurs enfants.

Le fait de vivre dans une famille monoparentale a un effet seulement chez les filles, avec une significativité de 5 %. Comparée à une fille vivant dans une famille biparentale intacte, celle qui vit dans une famille monoparentale voit ses chances d'être jugée en excellente santé diminuer de 6,2 %.

L'effet du revenu familial se manifeste seulement chez les garçons, avec une significativité de 5 %. Chaque augmentation de 1 % du revenu familial accroît de 3,3 % les chances qu'un garçon soit jugé en excellente santé.

À l'exception du revenu familial, le niveau de santé des garçons, comparé à celui des filles, semble plus sensible aux déterminants présents dès la naissance et qui ne varient pas au fil du temps, tels que l'ICRN, l'âge de la mère au cycle 1, le rang de naissance et le statut d'immigration de la mère. L'état de santé des filles apparaît comme étant plus sensible à la région de résidence et à la structure familiale.

3.6 Sixième spécification

La sixième spécification est une régression logistique ordonnée avec effets fixes. Elle est composée des mêmes variables explicatives que la cinquième spécification. Afin d'exercer un contrôle sur les effets fixes, on ajoute cependant à ces variables la moyenne du nombre d'enfants propres à chaque famille, le niveau moyen de santé de la mère, la moyenne du logarithme du revenu ainsi que les pourcentages représentant les fréquences moyennes des catégories « recomposée » et « monoparentale » pour la totalité des cycles et propres à chaque enfant. Les résultats de ce modèle sont présentés au tableau B.6 de l'annexe B. Les comparaisons sont faites à partir de la cinquième spécification.

En ce qui a trait aux régions administratives de résidence, les effets marginaux significatifs de la cinquième spécification demeurent les mêmes. À cela s'ajoutent, pour le Nord-du-Québec, des résultats significatifs à 10 % pour les filles en très bonne santé et les garçons en excellente santé.

À l'instar des constats formulés dans les deux autres spécifications à effets fixes (deuxième et quatrième), le rang de naissance devient significatif à 1 % pour les enfants des deux sexes.

Comparé à la cinquième spécification, le statut d'immigration de la mère cesse d'être significatif pour les garçons. L'âge de la mère au cycle 1 cesse aussi d'être significatif pour les garçons, mais devient significatif à 1 % pour les filles et ce, pour les trois catégories de santé des enfants.

Comme c'était le cas dans la régression avec effets fixes précédente (quatrième), l'ICRN, ainsi que le fait d'avoir une mère dont la santé est qualifiée de très bonne, cessent d'être significatifs, mais le demeurent quand la santé de la mère est jugée excellente. Les effets diminuent toutefois faiblement pour les trois catégories de santé de l'enfant.

Comparé à la cinquième spécification, le nombre d'enfants dans le ménage devient significatif à 10 % pour les trois catégories de santé des filles. Pour chaque enfant supplémentaire dans le ménage, la probabilité qu'une fille soit évaluée en excellente santé augmente de 2 %.

On constate toujours, chez les filles, que le fait de vivre dans une famille monoparentale entraîne un effet significativement négatif, avec une légère augmentation de l'intensité de l'effet marginal.

Le revenu familial, pour les trois catégories de santé des garçons, n'est plus du tout significatif. On peut en déduire que le revenu familial courant ne joue pas un rôle significatif dans la détermination du niveau de santé des enfants.

3.7 Analyse de robustesse des spécifications

Les régions de résidence

Au chapitre des régions administratives, les résultats significatifs concernent généralement les filles du Saguenay-Lac-Saint-Jean, de la Côte-Nord et du Nord-du-Québec. Malgré le fait que les valeurs des probabilités ont tendance à diminuer avec l'ajout de variables explicatives supplémentaires, les probabilités demeurent très élevées. Comme on l'a mentionné auparavant, il faut interpréter les coefficients de la Côte-Nord et du Nord-du-Québec avec la plus grande prudence, compte tenu du petit nombre d'enfants de notre échantillon vivant dans ces régions.

L'âge des enfants.

L'âge des filles est significatif dans les régressions démographiques, mais il n'est pas robuste quand on ajoute des variables explicatives. L'ajout de variables telles que la structure familiale et le revenu familial y est probablement pour quelque chose. Comme on l'a vu dans les statistiques descriptives, les familles biparentales intactes tendent à diminuer d'un cycle à l'autre au profit des familles monoparentales et recomposées, alors que le revenu familial, de son côté, a tendance à augmenter d'un cycle à l'autre. La significativité de l'âge des enfants des spécifications démographiques peut être attribuée à l'augmentation, au fil des cycles, du nombre de familles monoparentales et du revenu familial, deux variables corrélées aux variations de l'âge des enfants d'un cycle à l'autre. En effet, la monoparentalité a un effet significatif sur les filles alors que l'âge de celles-ci n'en a aucun.

L'âge de la mère à la naissance de l'enfant

La significativité de la variable d'âge de la mère à la naissance des enfants est assez robuste aux changements de spécifications, sauf pour les spécifications complètes (cinquième et sixième). Les probabilités que les enfants soient en excellente santé sont assez stables, mais elles diminuent tout de même faiblement avec l'ajout de variables. Pour les spécifications complètes, les probabilités sont significatives seulement pour les garçons de la spécification avec effets *aléatoires* (cinquième) alors que pour la spécification avec effets *fixes* (sixième), la significativité se manifeste seulement chez les filles. Il se peut que ces pertes de significativité soient causées par l'ajout de deux variables : le niveau d'éducation des mères et le revenu familial. En effet, l'âge des mères à la naissance de leurs enfants est corrélé avec leurs niveaux d'éducation et, du même coup, avec leur revenu familial. Une mère qui donne naissance à un enfant alors qu'elle est très jeune aura un faible niveau d'éducation à la naissance de celui-ci; selon les ressources dont elle dispose (programme social venant en aide aux jeunes mères, ressource familiale, etc.), elle aura donc plus de difficultés à augmenter son niveau d'éducation et son revenu d'un cycle à l'autre. Même si le niveau d'éducation des mères n'a pas d'effet significatif sur la santé des enfants, le fait d'en tenir compte peut contribuer à diminuer la significativité de l'âge des mères. En outre, l'ajout du revenu familial et de la moyenne de celui-ci contribue aussi fort probablement à diminuer la significativité de l'âge des mères à la naissance des enfants.

Le statut d'immigration de la mère

Pour les garçons, la significativité du statut d'immigration de la mère est assez robuste à l'ajout de variables explicatives, exception faite de la spécification complète avec effets fixes (sixième), où la significativité disparaît. Le signe de la probabilité reste toutefois cohérent avec les autres spécifications. Pour les filles, cette significativité est inexistante, même si les signes des probabilités vont dans le même sens que ceux des garçons. Les probabilités négatives que l'enfant soit évalué comme ayant une excellente santé tendent à diminuer avec l'ajout de variables explicatives. La santé des garçons semble donc plus sensible au statut d'immigration de leurs mères que celle des filles.

Le rang de naissance

Chez les garçons, le rang de naissance des enfants est significatif pour toutes les spécifications; chez les filles, il l'est seulement pour les spécifications avec effets fixes (deuxième, quatrième et sixième). Chez les filles, ce gain de significativité dans les spécifications avec effets fixes se produit à l'ajout de la moyenne du nombre d'enfants spécifique à chaque famille. Cependant, chez les garçons comme chez les filles, l'effet négatif qu'apporte chaque unité supplémentaire dans le rang de naissance diminue légèrement avec l'ajout de variables explicatives, et il est assez similaire d'un sexe à l'autre.

Le nombre d'enfants par ménage

Le nombre d'enfants par ménage est seulement significatif chez les filles des spécifications avec effets fixes démographiques (deuxième) et avec effets fixes complètes (sixième). En ce qui concerne la spécification démographique incluant les variables de santé (quatrième), la *p-value* est à une valeur d'environ 0,11, ce qui est très près de la significativité. De plus, les signes des effets marginaux concordent avec ceux des autres spécifications. La valeur de la probabilité que l'enfant soit évalué en excellente santé augmente très légèrement avec l'ajout de variables explicatives, mais, à toutes fins utiles, elle reste sensiblement la même.

L'état de santé de la mère

Dans le cas des spécifications avec effets aléatoires, les catégories de santé de la mère « très bonne » et « excellente » sont significatives pour chaque spécification et robustes à l'intégration de variables explicatives supplémentaires. Dans le cas des spécifications avec effets fixes incluant l'état de santé moyen de la mère parmi les variables explicatives (quatrième et sixième), seule la catégorie de santé « excellente » demeure significative. La valeur de la probabilité est robuste à l'ajout de variables explicatives supplémentaires, mais inférieures à ce qui a été observé dans les spécifications avec effets aléatoires.

L'ICRN

Les résultats de l'ICRN ne sont pas robustes au contrôle pour les effets fixes. En général, pour ce qui est des spécifications avec effets aléatoires, on constate des effets significatifs

d'un ICRN de « 3 et plus » chez les garçons, avec des valeurs assez stables lors de l'ajout de variables explicatives. Toutefois, cette significativité disparaît lorsqu'on exerce un contrôle sur les effets fixes.

La durée de l'allaitement

La durée d'allaitement des enfants n'a pas d'effet significatif sur les niveaux de santé des enfants et ce, peu importe le type de spécification.

Le niveau d'éducation des mères

Le niveau d'éducation des mères n'a pas non plus d'effet significatif sur les niveaux de santé des enfants et ce, peu importe le type de spécification.

La structure familiale

Parmi les variables de structures familiales, seule la monoparentalité est significative chez les filles, et ce, tant pour la spécification avec effets aléatoire que pour la spécification avec effets fixes.

Le revenu familial

En ce qui a trait au revenu familial, on constate des résultats significatifs seulement pour les garçons de la spécification complète avec effets aléatoires (cinquième). Dans la spécification avec effets fixes (sixième), la significativité du revenu familial disparaît avec l'ajout de la moyenne des revenus. Nous pouvons donc constater que le revenu courant n'a pas d'effet significatif sur le niveau de santé des enfants.

Finalement, on constate que l'ajout de variables explicatives réduit l'intensité de tous les effets marginaux et fait également en sorte de changer la significativité des résultats. Nous pouvons donc en déduire que les variables omises dans les premières régressions ont pour effet d'introduire un biais statistique dans nos résultats. En outre, les changements de résultats provoqués par l'exercice d'un contrôle sur les effets fixes nous démontrent la

pertinence de recourir à une méthode d'estimation qui rend possible un tel contrôle et permet ainsi de réduire le biais statistique des résultats obtenus précédemment.

3.8 DISCUSSION

L'objectif de ce mémoire était de détecter et de mesurer les effets sur la santé des enfants de certains facteurs socioéconomiques et démographiques, propres aux enfants et à leurs mères. Pour y arriver, une méthode de régression logistique ordonnée avec effets aléatoires et effets fixes a été utilisée. Cette méthode, proposée par Wooldridge (2010), consiste à prendre en compte, dans les variables explicatives, les moyennes des variables explicatives propre à chaque enfant et qui fluctuent avec le temps. Cette prise en compte permet de corriger la corrélation qui pourrait exister entre l'hétérogénéité non observée chez les individus et certaines variables explicatives.

Trois types de spécifications ont été utilisés : une spécification démographique, une spécification démographique incluant des variables reliées à la santé et une spécification incluant toutes les variables explicatives retenues par notre étude. Pour chacun de ces trois types, deux spécifications avec effets aléatoires et deux spécifications avec effets fixes ont été estimées. Chacune de ces spécifications concernait soit les garçons, soit les filles.

Le tableau 3.1, qui se trouve à la fin de ce chapitre, présente une synthèse des effets marginaux significatifs selon le niveau de santé des enfants de la cinquième et de la sixième spécification, en indiquant si les effets sont positifs ou négatifs. La discussion qui suit porte sur les résultats obtenus dans les spécifications qui incluent la totalité des variables explicatives et où un contrôle sur les effets fixes est exercé et ce, pour les garçons et les filles.

La santé de la mère

Les résultats indiquent que, parmi tous les facteurs pris en compte par notre étude, c'est la santé de la mère qui représente le déterminant le plus important pour la santé des enfants, garçons ou filles. Une mère dont la santé est jugée excellente voit augmenter les chances que

ses enfants, filles ou garçons, aient aussi une santé qualifiée d'excellente. Ces résultats vont dans le même sens que ceux de Lefebvre (2006).

On peut interpréter la relation entre la santé de la mère et celle de son enfant par une transmission intergénérationnelle du niveau de l'état de santé. Cette transmission peut d'abord se faire par le bagage génétique. Une mère dotée d'un système immunitaire fort et dont le bagage génétique ne présente pas de prédisposition à des maladies chroniques a de bonnes chances de transmettre ces caractéristiques à son enfant. Cette transmission peut également se faire par le biais des comportements et des habitudes de vie de la mère. En effet, une mère qui s'alimente sainement, qui ne fume pas et qui valorise l'activité physique aura de bonnes chances d'être en bonne santé et de transmettre ses saines habitudes de vie à son enfant. Étant donné que notre méthode permet d'exercer un contrôle sur les effets fixes en incluant, entre autres, les moyennes des états de santé des mères parmi les régresseurs, nous pouvons donc interpréter ces résultats comme établissant une relation causale entre la santé de la mère et celle de l'enfant. Ainsi, une mère dont le niveau de santé est qualifié d'excellent verra accroître les chances que l'état de santé de ses enfants soit lui aussi qualifié d'excellent, une augmentation de 20 % chez les garçons et de 25 % chez les filles.

Le rang de naissance

Le rang de naissance est aussi un indicateur significatif du niveau de santé des enfants des deux sexes. Chaque unité supplémentaire ajoutée au rang de naissance a un effet négatif sur la probabilité que l'enfant soit évalué en excellente santé. Même si on peut admettre l'existence d'un effet négatif, les probabilités estimées peuvent toutefois comporter un biais statistique, compte tenu qu'il n'est pas possible de corriger la corrélation entre l'hétérogénéité non observée propre à chaque individu et les variables fixes. On observe donc une corrélation entre le rang de naissance et la santé des enfants, mais on ne peut y voir une relation causale.

Le revenu familial

La spécification avec effets fixes (sixième) nous indique que le revenu familial n'a pas d'effet significatif sur la santé des enfants, garçons ou filles, et ce, même si on observe une relation

significative chez les garçons dans la spécification avec effets aléatoires (cinquième). Étant donné le contrôle exercé sur la moyenne du revenu familial propre à chaque famille, le revenu familial s'interprète alors comme étant le revenu familial courant (choc transitoire sur le revenu). On constate donc qu'il n'y a pas de relation causale entre le revenu familial courant et la santé des enfants.

Ces résultats indiquent qu'une politique visant à atténuer les fluctuations du revenu familial n'aurait pas d'effet significatif sur la santé des enfants. Toutefois, ces résultats de fournissent aucune indication sur l'effet possible d'une politique qui viserait à augmenter le revenu permanent (à long terme). Les études de Case *et al.* (2002) et de Currie et Stabile (2003) concluent à un effet significatif du revenu permanent sur la santé des enfants. Ces études ne comportent toutefois pas d'estimation différente selon le sexe des enfants, ni de contrôle sur les effets fixes. Case *et al.* (2002) proposent certaines hypothèses pour expliquer l'existence de cette relation entre la santé des enfants et le revenu familial permanent. Ainsi, ils font l'hypothèse que cette relation trouve sa source dans le mécanisme utilisé par les parents pour décider des ressources qu'ils consacreront à leurs enfants. Les décisions relatives aux ressources financières ont généralement le long terme comme perspective. Cette perspective à long terme minimise l'effet à court terme que peut avoir sur les enfants une baisse soudaine du revenu. Les auteurs font également l'hypothèse que les ressources financières consacrées aux enfants ont seulement un effet à long terme sur la santé de ceux-ci, un phénomène que leurs estimations ont réussi à détecter.

La structure familiale

Un constat important qui se dégage de nos résultats est que l'exposition à un type de famille monoparentale diminue les probabilités que la santé des filles soit qualifiée d'excellente. Il n'existe toutefois pas de relation significative entre la monoparentalité et la santé des garçons. De plus, étant donné le contrôle exercé sur les effets fixes (en incluant, entre autres, les moyennes propres à chaque famille où les enfants sont exposés à chaque type de familles), nous pouvons déduire une relation causale entre l'exposition à la monoparentalité et le niveau de santé des jeunes filles. Ainsi, l'exposition à la monoparentalité réduit de 7,3 % les chances qu'une fille voit sa santé évaluée comme étant excellente.

Cette relation s'explique peut-être par le stress vécu par l'enfant lors de la séparation de ses parents, un stress qui peut avoir un impact négatif sur son système immunitaire et rendre ainsi l'enfant plus vulnérable à diverses infections. De plus, la monoparentalité réduit le temps total disponible que le parent peut allouer à ses enfants. En ce sens, une supervision moins étroite de la part du parent peut favoriser l'adoption de mauvaises habitudes de vie par l'enfant, habitudes nuisibles à sa santé. De même, avoir moins de temps à consacrer à l'enfant peut se traduire par une diminution de l'attention portée à la détection et à la prise en charge rapide de diverses infections. Étant donné que l'appartenance d'un enfant à une famille recomposée n'a pas d'effet significatif sur sa santé, nos résultats concordent plus fortement avec l'hypothèse voulant que la relation entre la monoparentalité et la santé des enfants trouve sa source dans la diminution du temps disponible que le parent peut allouer à ses enfants. Ces hypothèses ne permettent toutefois pas d'expliquer pourquoi les filles sont plus sensibles que les garçons à ce genre de situation.

L'âge de la mère à la naissance de l'enfant

L'âge de la mère à la naissance de l'enfant est un autre facteur qui touche de manière significative seulement la santé des filles, et ce, de façon positive. Compte tenu que cette variable explicative ne change pas au fil du temps, elle risque de demeurer partiellement corrélée avec l'hétérogénéité non observée propre à chaque individu. Le signe du résultat obtenu reste valide, mais la probabilité estimée risque de faire l'objet d'un biais statistique et ne peut donc être interprétée comme une relation causale entre l'âge de la mère à la naissance de l'enfant et la santé de celui-ci.

La corrélation positive entre l'âge plus avancé de la mère à la naissance et le niveau de santé des enfants peut s'expliquer par sa plus grande maturité et par un cumul d'expériences de diverses natures. En effet, ces gains de maturité et d'expérience peuvent contribuer à améliorer l'hygiène de vie de la mère et celle de son enfant, entraînant ainsi des répercussions positives sur la santé de ce dernier. Encore une fois, nos résultats ne permettent cependant pas d'expliquer que ce soit seulement les filles qui présentent de manière significative cette sensibilité à l'âge de la mère au moment de leur naissance.

Le nombre d'enfants au sein du ménage

Nous estimons que le nombre d'enfants au sein du ménage est un facteur qui influe de manière significative et négative sur la santé des filles. Une fois de plus, aucune relation significative n'a été détectée entre cette variable et la santé des garçons. Étant donné le contrôle exercé sur les effets fixes en incluant, entre autres, la moyenne, propre à chaque famille, du nombre d'enfants pour l'ensemble des cycles, nous pouvons interpréter ce résultat comme étant une relation causale entre le nombre d'enfants au sein du ménage et la santé des filles. Ainsi, chaque enfant qui s'ajoute à la famille diminue de 2 % les probabilités que les filles soient jugées en excellente santé. Une explication plausible est que l'ajout d'un enfant dans une famille réduit le temps disponible que les parents peuvent consacrer à chaque enfant. De plus, la naissance d'un nouvel enfant fait en sorte de monopoliser une grande partie du temps disponible des parents et ce, au détriment du temps alloué aux enfants plus vieux. Ainsi que nous l'avons déjà noté pour d'autres variables, nos résultats ne permettent cependant pas d'expliquer pourquoi seules les filles sont les seules affectées par le nombre d'enfants dans la famille.

L'ICRN

Le regroupement des facteurs caractérisant la santé des enfants à la naissance pris en compte par l'ICRN n'a pas d'effet significatif sur la santé des enfants, filles ou garçons. Les signes des effets marginaux restent toutefois cohérents avec ce qui a été constaté aux spécifications précédentes. Un des éléments qui peut expliquer la différence entre nos résultats et ceux obtenus par Barker (1995) est que celui-ci avait observé la relation entre le poids à la naissance et la santé des individus à l'âge adulte, alors que nos estimations portent sur les individus encore en bas âge. Il se peut donc que l'effet se manifeste lorsque les enfants sont plus âgés. Il se pourrait aussi que les problèmes de santé pris en compte par l'ICRN aient un faible effet seulement au cours des premières années de vie des enfants, effet qui deviendrait presque nul au cours des années suivantes. Le dernier élément qui pourrait expliquer la non-significativité de l'ICRN est la méthode d'estimation utilisée lors de la sixième spécification. En effet, dans le cas des estimations avec effets aléatoires, nous obtenons des résultats significatifs chez les garçons.

La durée de l'allaitement

Le nombre de mois au cours desquels l'enfant est allaité n'a aucun effet significatif sur la santé des enfants. Coulibaly *et al.* (2006) détectent pourtant un effet significatif de la durée de l'allaitement sur la probabilité d'être atteint d'une maladie chronique et sur la fréquence d'hospitalisation des enfants de l'ÉLDEQ. La différence de résultat s'explique fort probablement par la différence de l'échantillon utilisé. En effet, l'échantillon de Coulibaly *et al.* (2006) est composé des enfants du premier cycle de l'ÉLDEQ alors que nos estimations se basent sur quatorze années. Il se peut également que la différence de résultat trouve sa source dans la différence de variables dépendantes utilisées. En effet, tel que mis en lumière par Nikiéma *et al.* (2008) et discutés précédemment, certains facteurs peuvent laisser croire que la durée d'hospitalisation n'est pas un très bon indicateur du niveau de santé des enfants de l'ÉLDEQ.

En somme, nous constatons que les jeunes filles semblent plus sensibles aux différents facteurs pris en compte dans nos estimations. Le niveau de l'état de santé des mères ainsi que le rang de naissance affectent les garçons et les filles, alors que le nombre d'enfants dans le ménage, l'âge de la mère de l'enfant au premier cycle et la monoparentalité affectent seulement les filles.

L'interprétation causale de nos résultats significatifs s'applique seulement au niveau de l'état de santé des mères, au nombre d'enfants au sein du ménage et à la monoparentalité. En ce qui concerne le rang de naissance et l'âge de la mère au premier cycle, on ne peut y voir qu'une simple corrélation.

Enfin, la diminution de la taille des effets marginaux et les changements de significativité reliés à l'ajout de variables explicatives et au contrôle des effets fixes nous indiquent que les coefficients présentent un biais statistique et qu'il est pertinent d'utiliser la méthode d'estimation que nous avons choisie.

Tableau 3.1

Synthèse des effets marginaux significatifs des régressions logistiques ordonnées avec effets aléatoires et effets fixes :
spécification complète

| | Effets aléatoires | | | | | | Effets Fixes | | | | | |
|----------------------------|-----------------------------|---|------------|---|------------|---|-----------------------------|---|------------|---|------------|---|
| | Niveau de santé de l'enfant | | | | | | Niveau de santé de l'enfant | | | | | |
| | Mauvaise à Bonne | | Très bonne | | Excellente | | Mauvaise à Bonne | | Très bonne | | Excellente | |
| Sexe | M | F | M | F | M | F | M | F | M | F | M | F |
| <u>ICRN</u> | | | | | | | | | | | | |
| 3 et plus | + | | + | | - | | | | | | | |
| <u>Santé de la mère</u> | | | | | | | | | | | | |
| Très bonne | - | - | - | - | + | + | | | | | | |
| Excellente | - | - | - | - | + | + | - | - | - | - | + | + |
| <u>Structure familiale</u> | | | | | | | | | | | | |
| Monoparentale | | + | | + | | - | | + | | + | | - |
| Rang de naissance | + | | + | | - | | + | + | + | + | - | - |
| Mère immigrante | + | | + | | - | | | | | | | |
| Âge de la mère au cycle 1 | - | | - | | + | | | - | | - | | + |
| log (revenu familial) | - | | - | | + | | | | | | | |
| Nombre d'enfants | | | | | | | | + | | + | | - |

CONCLUSION

La dernière décennie a été riche en études sur la relation entre différents facteurs socioéconomiques et la santé des enfants. L'objectif principal de ce mémoire était d'exploiter les possibilités que nous offrent les données longitudinales afin de détecter s'il existait bien une relation causale entre différents facteurs socioéconomiques et la santé des enfants. Pour y parvenir, nous avons utilisé une méthode d'estimation avec effets aléatoires et avec effets fixes.

Un des avantages de la stratégie méthodologique retenue est d'avoir réalisé des estimations différentes selon le sexe des enfants. En effet, les études sur la relation entre différents facteurs socioéconomiques et la santé des enfants ont jusqu'ici réalisé des estimations utilisant uniquement une variable dépendante, qui regroupe les enfants des deux sexes. En réalisant des estimations différentes selon le sexe des enfants, nous avons pu déterminer si les enfants d'un sexe étaient plus sensibles que ceux de l'autre à certains facteurs.

Nous pouvons ainsi constater que les enfants des deux sexes sont également sensibles à leur rang de naissance. En ce qui a trait au niveau de l'état de santé de la mère, même si nous détectons une sensibilité des deux sexes à cette variable, nous constatons que cette sensibilité est légèrement plus marquée chez les filles. Nous constatons également que le revenu familial courant n'est pas un déterminant significatif du niveau de l'état de santé des enfants. La santé des filles, contrairement à celle des garçons, est influencée au fait de vivre au sein d'une famille monoparentale, au nombre total d'enfants vivant au sein du ménage et à l'âge de leur mère à leur naissance. Comparées aux garçons, les filles sont donc plus sensibles aux différents facteurs discutés dans notre étude.

Un autre avantage de la stratégie méthodologique appliquée dans ce mémoire est d'utiliser une variable de revenu familial continue pour la réalisation de nos estimations. Il s'agit là d'une approche novatrice par rapport à celle de la majorité des auteurs qui ont tenté

d'établir la relation entre la santé des enfants et le revenu familial à partir des données de l'ÉLDEQ. En effet, ceux-ci ont utilisé tantôt un revenu familial classé en catégorie de tranches de revenu (Lefebvre, 2006; Chen *et al.*, 2006), tantôt le seuil de faible revenu proposé par Statistique Canada pour créer, soit une variable dichotomique de pauvreté, soit une variable avec trois catégories de réponse en créant plusieurs niveaux de pauvreté (Séguin *et al.*, 2001; Séguin *et al.*, 2005; Séguin *et al.*, 2007; Nikiéma *et al.*, 2008).

Si notre étude apporte une certaine valeur ajoutée aux études similaires existantes, celle-ci est due principalement au fait d'avoir exploité les possibilités que nous offre dimension longitudinale des données utilisées en réalisant des estimations avec effets aléatoires et effets fixes. En effet, la méthode économétrique utilisée pour nos estimations permet de détecter la relation causale entre les variables qui changent au fil du temps et la santé des enfants, en intégrant leurs moyennes parmi les variables explicatives. En procédant ainsi, nous avons pu corriger le biais statistique introduit par la corrélation qui peut exister entre les variables explicatives qui changent d'un cycle à l'autre et l'hétérogénéité non observée, propre à chaque individu et qui, elle, ne varie pas au fil des cycles.

Notre étude présente également des limites. Une première limite réside dans le fait que nos résultats ne permettent pas de déterminer si certains facteurs ont un effet sur la santé de l'enfant tout au long de son enfance ou seulement à un période déterminée de celle-ci.

Une autre limite est que la méthode d'estimation utilisée avec le logiciel STATA ne permet pas de tenir compte des poids échantillonnaires proposés par l'ISQ. La validité des résultats que nous avons obtenus s'applique donc aux enfants de l'ÉLDEQ, mais ne s'applique pas nécessairement à l'ensemble des enfants du Québec. Étant donnée la forte probabilité qu'une prochaine version de ce logiciel offre cette option, il sera intéressant de refaire les estimations de notre étude, en y ajoutant les cycles supplémentaires de l'ÉLDEQ qui seront alors disponibles, et de comparer les nouveaux résultats avec ceux de notre étude.

D'autre part, il serait également intéressant de chercher à mieux comprendre un phénomène que nos résultats mettent en lumière : la plus grande sensibilité des filles à la structure familiale, à l'âge de la mère à leur naissance et au nombre d'enfants au sein de la famille.

APPENDICE A

STATISTIQUES DESCRIPTIVES²

² La totalité des informations se trouvant dans les tableaux qui suivent trouve sa source dans l'ÉLDEQ.

Tableau A.1

Distribution du niveau de santé des enfants selon le cycle

| | Cycle | 1 | 1* | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---------------------------|------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|
| Ensemble de l'échantillon | Mauvaise à Bonne | 139,55 | 85,92 | 202,66 | 180,58 | 180,67 | 143,60 | 158,01 |
| | % | 7,59 | 7,80 | 11,13 | 10,18 | 10,58 | 8,36 | 10,22 |
| | Très bonne | 287,07 | 171,46 | 459,21 | 448,21 | 468,85 | 503,39 | 535,92 |
| | % | 15,62 | 15,56 | 25,23 | 25,28 | 27,46 | 29,31 | 34,66 |
| | Excellente | 1410,91 | 844,61 | 1158,46 | 1144,34 | 1057,96 | 1070,58 | 852,29 |
| | % | 76,78 | 76,64 | 63,64 | 64,54 | 61,96 | 62,33 | 55,12 |
| | Total | 1837,53 | 1102 | 1820,33 | 1773,14 | 1707,48 | 1717,57 | 1546,22 |
| | Cycle | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
| Ensemble de l'échantillon | Mauvaise à Bonne | 132,53 | 117,49 | 116,79 | 90,84 | 100,17 | 75,81 | 1638,70 |
| | % | 10,12 | 8,78 | 9,01 | 7,80 | 8,24 | 7,02 | 9,20 |
| | Très bonne | 347,35 | 408,60 | 377,87 | 332,78 | 341,10 | 331,71 | 4842,07 |
| | % | 26,52 | 30,54 | 29,14 | 28,56 | 28,07 | 30,71 | 27,19 |
| | Excellente | 829,65 | 811,72 | 802,24 | 741,74 | 773,88 | 672,46 | 11326,23 |
| | % | 63,35 | 60,68 | 61,86 | 63,65 | 63,69 | 62,27 | 63,61 |
| | Total | 1309,54 | 1337,81 | 1296,90 | 1165,36 | 1215,14 | 1079,98 | 17807,00 |

*1' : Statistiques basées sur un échantillon d'enfants se trouvant à la fois dans le cycle 1 et le cycle 14.

Tableau A.1 (suite)

Distribution du niveau de santé des enfants selon le cycle

| | Cycle | 1 | 1** | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|--------|------------------|---------------|------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Garçon | Mauvaise à Bonne | 79,71 | 46,92 | 109,17 | 106,93 | 87,50 | 82,58 | 88,60 |
| | % | 8,61 | 9,24 | 11,92 | 12,12 | 10,30 | 9,52 | 11,54 |
| | Très bonne | 157,41 | 87,62 | 246,87 | 222,73 | 227,96 | 253,57 | 255,65 |
| | % | 17,00 | 17,25 | 26,96 | 25,24 | 26,83 | 29,24 | 33,30 |
| | Excellente | 688,87 | 373,46 | 559,53 | 552,88 | 534,32 | 530,99 | 423,42 |
| | % | 74,39 | 73,52 | 61,11 | 62,65 | 62,88 | 61,23 | 55,16 |
| | Total | 925,99 | 508 | 915,58 | 882,54 | 849,77 | 867,14 | 767,66 |
| Fille | Bonne à Mauvaise | 59,48 | 38,85 | 93,18 | 73,07 | 93,22 | 60,63 | 69,06 |
| | % | 6,53 | 6,54 | 10,31 | 8,21 | 10,87 | 7,13 | 8,87 |
| | Très bonne | 129,13 | 83,66 | 211,68 | 225,43 | 241,00 | 249,65 | 280,54 |
| | % | 14,18 | 14,08 | 23,41 | 25,32 | 28,11 | 29,38 | 36,04 |
| | Excellente | 722,25 | 471,48 | 599,30 | 591,82 | 523,22 | 539,48 | 428,76 |
| | % | 79,29 | 79,37 | 66,28 | 66,47 | 61,02 | 63,49 | 55,08 |
| | Total | 910,87 | 594 | 904,15 | 890,32 | 857,44 | 849,76 | 778,37 |

*1' : Statistiques basées sur un échantillon d'enfants se trouvant à la fois dans le cycle 1 et le cycle 14.

Tableau A.1 (suite)

Distribution du niveau de santé des enfants selon le cycle

| | Cycle | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
|--------|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|
| Garçon | Mauvaise à Bonne | 80,57 | 65,14 | 54,08 | 51,73 | 60,95 | 48,31 | 915,26 |
| | % | 12,51 | 10,21 | 8,77 | 9,47 | 10,27 | 9,14 | 10,43 |
| | Très bonne | 156,65 | 191,31 | 164,27 | 149,54 | 160,41 | 141,66 | 2328,01 |
| | % | 24,33 | 29,99 | 26,64 | 27,39 | 27,03 | 26,79 | 26,53 |
| | Excellente | 406,63 | 381,42 | 398,20 | 344,74 | 371,98 | 338,73 | 5531,72 |
| | % | 63,16 | 59,80 | 64,59 | 63,14 | 62,69 | 64,07 | 63,04 |
| | Total | 643,86 | 637,87 | 616,54 | 546,01 | 593,33 | 528,70 | 8775,00 |
| Fille | Mauvaise à Bonne | 51,47 | 52,12 | 62,83 | 38,88 | 38,84 | 27,15 | 719,93 |
| | % | 7,73 | 7,44 | 9,22 | 6,27 | 6,24 | 4,92 | 7,97 |
| | Très bonne | 191,17 | 217,62 | 214,31 | 183,71 | 180,94 | 190,76 | 2515,94 |
| | % | 28,72 | 31,06 | 31,47 | 29,62 | 29,09 | 34,60 | 27,86 |
| | Excellente | 423,09 | 430,90 | 403,95 | 397,67 | 402,20 | 333,49 | 5796,13 |
| | % | 63,55 | 61,50 | 59,31 | 64,11 | 64,66 | 60,48 | 64,17 |
| | Total | 665,73 | 700,64 | 681,09 | 620,27 | 621,98 | 551,39 | 9032,00 |

Tableau A.2
Distribution du revenu familial selon le cycle

| | Ensemble de l'échantillon | | | Garçon | | | Fille | | |
|---------|---------------------------|----------|------------|-------------|----------|------------|-------------|----------|------------|
| | Observation | Moyenne | Écart-type | Observation | Moyenne | Écart-type | Observation | Moyenne | Écart-type |
| 1 | 1842 | 52244,8 | 42713,27 | 938 | 50715,3 | 36950,81 | 904 | 53850,25 | 47992,65 |
| 1* | 1091 | 55764,83 | 46134,67 | 503 | 53400 | 34293,58 | 588 | 57833,48 | 54366,64 |
| 2 | 1819 | 54184,09 | 43451,5 | 922 | 53022,22 | 39678,17 | 897 | 55398,88 | 47066,36 |
| 3 | 1761 | 58108,29 | 53019,84 | 885 | 57912,38 | 55169,35 | 876 | 58308,81 | 50756,66 |
| 4 | 1709 | 61331,46 | 51340,49 | 855 | 60149,75 | 48812,16 | 854 | 62540,69 | 53806,96 |
| 5 | 1714 | 62852,78 | 51592,79 | 862 | 60606,7 | 44257,22 | 852 | 65219,34 | 58265,9 |
| Cycle 6 | 1541 | 61572,08 | 47243,01 | 770 | 59598,23 | 40477,14 | 771 | 63582,05 | 53208,81 |
| 7 | 1305 | 63546,84 | 46855,68 | 634 | 61596,49 | 44292,16 | 671 | 65494,44 | 49239,54 |
| 8 | 1335 | 65659,7 | 51424,19 | 636 | 63285,85 | 44958,15 | 699 | 67891,16 | 56778,15 |
| 9 | 1290 | 65992,45 | 49527,28 | 621 | 64548,3 | 45305 | 669 | 67342,23 | 53170,12 |
| 11 | 1176 | 71139,38 | 51125,12 | 554 | 67978,67 | 43507,47 | 622 | 74012,17 | 57059,2 |
| 13 | 1213 | 72278,83 | 54383,31 | 590 | 70186 | 51123,53 | 623 | 74340,17 | 57380,67 |
| 14 | 1102 | 71555,85 | 54226,17 | 508 | 69464,48 | 51879,93 | 594 | 73626,35 | 56423,6 |

*1' : Statistiques basées sur un échantillon d'enfants se trouvant à la fois dans le cycle 1 et le cycle 14.

Tableau A.3
Distribution des types de familles selon le cycle

| | Structure familiale | Cycle | | | | | | |
|---------------------------|----------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | | 1 | 1* | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| Ensemble de l'échantillon | Biparentale intacte | 1480,29 | 893,83 | 1422,93 | 1353,59 | 1292,00 | 1268,44 | 1090,61 |
| | % | 80,56 | 81,26 | 78,17 | 76,34 | 75,67 | 73,85 | 70,53 |
| | Recomposée | 197,44 | 123,55 | 214,19 | 212,08 | 206,32 | 226,34 | 214,80 |
| | % | 10,75 | 11,23 | 11,77 | 11,96 | 12,08 | 13,18 | 13,89 |
| | Monoparentale | 159,79 | 82,62 | 183,21 | 207,47 | 209,16 | 222,79 | 240,81 |
| | % | 8,70 | 7,51 | 10,06 | 11,70 | 12,25 | 12,97 | 15,57 |
| | Total | 1837,53 | 1100,00 | 1820,33 | 1773,14 | 1707,48 | 1717,57 | 1546,22 |
| Garçon | Biparentale intacte | 750,23 | 415,50 | 725,23 | 678,06 | 650,70 | 644,61 | 537,26 |
| | % | 81,02 | 81,95 | 79,21 | 76,83 | 76,57 | 74,34 | 69,99 |
| | Recomposée | 91,69 | 54,98 | 94,23 | 98,20 | 84,80 | 102,78 | 100,91 |
| | % | 9,90 | 10,84 | 10,29 | 11,13 | 9,98 | 11,85 | 13,15 |
| | Monoparentale | 84,07 | 36,52 | 96,11 | 106,28 | 114,27 | 119,74 | 129,49 |
| | % | 9,08 | 7,20 | 10,50 | 12,04 | 13,45 | 13,81 | 16,87 |
| | Total | 925,99 | 507,00 | 915,58 | 882,54 | 849,77 | 867,14 | 767,66 |
| Fille | Biparentale intacte | 729,38 | 478,25 | 696,92 | 675,18 | 640,84 | 623,19 | 553,36 |
| | % | 80,08 | 80,65 | 77,08 | 75,84 | 74,74 | 73,34 | 71,09 |
| | Recomposée | 105,93 | 68,61 | 120,32 | 114,09 | 122,07 | 123,84 | 114,05 |
| | % | 11,63 | 11,57 | 13,31 | 12,81 | 14,24 | 14,57 | 14,65 |
| | Monoparentale | 75,55 | 46,14 | 86,91 | 101,05 | 94,53 | 102,72 | 110,97 |
| | % | 8,29 | 7,78 | 9,61 | 11,35 | 11,02 | 12,09 | 14,26 |
| | Total | 910,87 | 593,00 | 904,15 | 890,32 | 857,44 | 849,76 | 778,37 |

*1' : Statistiques basées sur un échantillon d'enfants se trouvant à la fois dans le cycle 1 et le cycle 14.

Tableau A.3 (suite)

Distribution des types de familles selon le cycle

| | | Cycle | | | | | | Total |
|---------------------------|---------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|
| | | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | |
| Ensemble de l'échantillon | Biparentale intacte | 907,48 | 913,19 | 884,33 | 773,57 | 767,67 | 676,90 | 12830,99 |
| | % | 69,30 | 68,26 | 68,19 | 66,38 | 63,18 | 62,68 | 72,06 |
| | Recomposée | 191,84 | 206,50 | 218,97 | 201,92 | 217,13 | 203,08 | 2510,61 |
| | % | 14,65 | 15,44 | 16,88 | 17,33 | 17,87 | 18,80 | 14,10 |
| | Monoparentale | 210,22 | 218,13 | 193,60 | 189,88 | 230,34 | 200,00 | 2465,41 |
| % | 16,05 | 16,30 | 14,93 | 16,29 | 18,96 | 18,52 | 13,85 | |
| | Total | 1309,54 | 1337,81 | 1296,90 | 1165,36 | 1215,14 | 1079,98 | 17807,00 |
| Garçon | Biparentale intacte | 448,49 | 436,47 | 427,73 | 370,32 | 374,41 | 329,89 | 6373,41 |
| | % | 69,66 | 68,43 | 69,38 | 67,82 | 63,10 | 62,40 | 72,63 |
| | Recomposée | 86,91 | 92,86 | 98,51 | 87,65 | 105,72 | 102,49 | 1146,77 |
| | % | 13,50 | 14,56 | 15,98 | 16,05 | 17,82 | 19,39 | 13,07 |
| | Monoparentale | 108,46 | 108,53 | 90,30 | 88,04 | 113,20 | 96,32 | 1254,82 |
| % | 16,85 | 17,02 | 14,65 | 16,12 | 19,08 | 18,22 | 14,30 | |
| | Total | 643,86 | 637,87 | 616,54 | 546,01 | 593,33 | 528,70 | 8775,00 |
| Fille | Biparentale intacte | 458,95 | 477,15 | 456,86 | 403,60 | 393,38 | 347,12 | 6455,93 |
| | % | 68,94 | 68,10 | 67,08 | 65,07 | 63,25 | 62,95 | 71,48 |
| | Recomposée | 105,18 | 113,92 | 120,76 | 114,65 | 111,45 | 100,51 | 1366,77 |
| | % | 15,80 | 16,26 | 17,73 | 18,48 | 17,92 | 18,23 | 15,13 |
| | Monoparentale | 101,60 | 109,56 | 103,47 | 102,02 | 117,15 | 103,76 | 1209,29 |
| % | 15,26 | 15,64 | 15,19 | 16,45 | 18,84 | 18,82 | 13,39 | |
| | Total | 665,73 | 700,64 | 681,09 | 620,27 | 621,98 | 551,39 | 9032,00 |

Tableau A.4

Distribution du niveau d'éducation des mères selon le cycle

| Cycle | | 1 | 1* | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---------------------------|-------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|---------|
| Ensemble de l'échantillon | Sans diplôme | 352,56 | 202,57 | 350,49 | 342,31 | 278,83 | 289,15 | 245,43 |
| | % | 19,19 | 18,38 | 19,25 | 19,31 | 16,33 | 16,84 | 15,87 |
| | Diplôme secondaire | 488,31 | 261,14 | 489,32 | 470,66 | 395,76 | 377,59 | 326,49 |
| | % | 26,57 | 23,70 | 26,88 | 26,54 | 23,18 | 21,98 | 21,12 |
| | Diplôme post-secondaire | 532,17 | 323,13 | 530,72 | 525,34 | 586,24 | 605,30 | 571,06 |
| | % | 28,96 | 29,32 | 29,16 | 29,63 | 34,33 | 35,24 | 36,93 |
| | Diplôme universitaire | 464,49 | 315,17 | 449,81 | 434,83 | 446,66 | 445,52 | 403,24 |
| | % | 25,28 | 28,60 | 24,71 | 24,52 | 26,16 | 25,94 | 26,08 |
| Total | 1837,53 | 1102 | 1820,33 | 1773,14 | 1707,48 | 1717,57 | 1546,22 | |
| Cycle | | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
| Ensemble de l'échantillon | Sans diplôme | 196,26 | 199,67 | 189,93 | 159,64 | 162,71 | 128,04 | 2895,01 |
| | % | 14,99 | 14,93 | 14,65 | 13,70 | 13,39 | 11,86 | 16,26 |
| | Diplôme secondaire | 297,53 | 317,45 | 326,56 | 269,09 | 281,19 | 239,40 | 4279,36 |
| | % | 22,72 | 23,73 | 25,18 | 23,09 | 23,14 | 22,17 | 24,03 |
| | Diplôme post-secondaire | 447,31 | 482,98 | 437,53 | 399,52 | 433,76 | 406,36 | 5958,30 |
| | % | 34,16 | 36,10 | 33,74 | 34,28 | 35,70 | 37,63 | 33,46 |
| | Diplôme universitaire | 368,44 | 337,71 | 342,88 | 337,11 | 337,48 | 306,17 | 4674,33 |
| | % | 28,14 | 25,24 | 26,44 | 28,93 | 27,77 | 28,35 | 26,25 |
| Total | 1309,54 | 1337,81 | 1296,90 | 1165,36 | 1215,14 | 1079,98 | 17807,00 | |

*1' : Statistiques basées sur un échantillon d'enfants se trouvant à la fois dans le cycle 1 et le cycle 14.

Tableau A.4 (suite)

Distribution du niveau d'éducation des mères selon le cycle

| | Cycle | 1 | 1** | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|--------|-------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Garçon | Sans diplôme | 171,52 | 79,03 | 170,74 | 166,33 | 136,32 | 144,79 | 115,83 |
| | % | 18,52 | 15,56 | 18,65 | 18,85 | 16,04 | 16,70 | 15,09 |
| | Diplôme secondaire | 254,40 | 125,36 | 254,69 | 245,51 | 201,78 | 195,74 | 164,31 |
| | % | 27,47 | 24,68 | 27,82 | 27,82 | 23,75 | 22,57 | 21,40 |
| | Diplôme post-secondaire | 266,67 | 159,46 | 266,08 | 259,68 | 293,54 | 309,52 | 294,68 |
| | % | 28,80 | 31,39 | 29,06 | 29,42 | 34,54 | 35,69 | 38,39 |
| | Diplôme universitaire | 233,40 | 144,15 | 224,06 | 211,02 | 218,12 | 217,09 | 192,84 |
| | % | 25,21 | 28,38 | 24,47 | 23,91 | 25,67 | 25,04 | 25,12 |
| | Total | 925,99 | 508 | 915,58 | 882,54 | 849,77 | 867,14 | 767,66 |
| Fille | Sans diplôme | 181,11 | 123,83 | 179,81 | 176,05 | 142,54 | 144,29 | 129,76 |
| | % | 19,88 | 20,85 | 19,89 | 19,77 | 16,62 | 16,98 | 16,67 |
| | Diplôme secondaire | 233,46 | 135,67 | 234,18 | 224,71 | 193,76 | 181,54 | 162,07 |
| | % | 25,63 | 22,84 | 25,90 | 25,24 | 22,60 | 21,36 | 20,82 |
| | Diplôme post-secondaire | 265,36 | 163,46 | 264,49 | 265,63 | 292,54 | 295,41 | 275,95 |
| | % | 29,13 | 27,52 | 29,25 | 29,84 | 34,12 | 34,76 | 35,45 |
| | Diplôme universitaire | 230,93 | 171,04 | 225,67 | 223,92 | 228,60 | 228,51 | 210,59 |
| | % | 25,35 | 28,80 | 24,96 | 25,15 | 26,66 | 26,89 | 27,06 |
| | Total | 910,87 | 594 | 904,15 | 890,32 | 857,44 | 849,76 | 778,37 |

*1' : Statistiques basées sur un échantillon d'enfants se trouvant à la fois dans le cycle 1 et le cycle 14.

Tableau A.4 (suite)

Distribution du niveau d'éducation des mères selon le cycle

| | Cycle | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
|--------|-------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|----------------|
| Garçon | Sans diplôme | 93,64 | 89,92 | 90,87 | 77,62 | 87,50 | 69,65 | 1414,74 |
| | % | 14,54 | 14,10 | 14,74 | 14,22 | 14,75 | 13,17 | 16,12 |
| | Diplôme secondaire | 150,08 | 151,38 | 156,53 | 123,88 | 128,36 | 113,60 | 2140,26 |
| | % | 23,31 | 23,73 | 25,39 | 22,69 | 21,63 | 21,49 | 24,39 |
| | Diplôme post-secondaire | 229,24 | 241,76 | 206,04 | 190,16 | 217,11 | 197,38 | 2971,86 |
| | % | 35,60 | 37,90 | 33,42 | 34,83 | 36,59 | 37,33 | 33,87 |
| | Diplôme universitaire | 170,89 | 154,81 | 163,11 | 154,36 | 160,36 | 148,07 | 2248,14 |
| | % | 26,54 | 24,27 | 26,46 | 28,27 | 27,03 | 28,01 | 25,62 |
| | Total | 643,86 | 637,87 | 616,54 | 546,01 | 593,33 | 528,70 | 8775,00 |
| Fille | Sans diplôme | 102,72 | 110,02 | 99,15 | 82,05 | 74,97 | 58,18 | 1480,66 |
| | % | 15,43 | 15,70 | 14,56 | 13,23 | 12,05 | 10,55 | 16,39 |
| | Diplôme secondaire | 147,33 | 166,23 | 170,18 | 145,50 | 153,16 | 125,95 | 2138,07 |
| | % | 22,13 | 23,73 | 24,99 | 23,46 | 24,62 | 22,84 | 23,67 |
| | Diplôme post-secondaire | 217,79 | 241,10 | 231,80 | 209,58 | 216,54 | 209,07 | 2985,28 |
| | % | 32,71 | 34,41 | 34,03 | 33,79 | 34,82 | 37,92 | 33,05 |
| | Diplôme universitaire | 197,89 | 183,28 | 179,96 | 183,13 | 177,31 | 158,19 | 2427,99 |
| | % | 29,73 | 26,16 | 26,42 | 29,52 | 28,51 | 28,69 | 26,88 |
| | Total | 665,73 | 700,64 | 681,09 | 620,27 | 621,98 | 551,39 | 9032,00 |

Tableau A.5

Distribution du statut d'immigration des mères selon le cycle

| | Cycle | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | |
|---------------------------------|----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|
| Statut d'immigration de la mère | Non immigrante | 1788,35 | 1768,43 | 1725,61 | 1657,02 | 1668,29 | 1506,52 | |
| | % | 97,32 | 97,15 | 97,32 | 97,04 | 97,13 | 97,43 | |
| | Immigrante | 49,18 | 51,90 | 47,54 | 50,46 | 49,28 | 39,70 | |
| | % | 2,68 | 2,85 | 2,68 | 2,96 | 2,87 | 2,57 | |
| | Total | 1837,53 | 1820,33 | 1773,14 | 1707,48 | 1717,57 | 1546,22 | |
| | Cycle | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
| Statut d'immigration de la mère | Non immigrante | 1274,61 | 1303,31 | 1257,14 | 1132,15 | 1179,40 | 1050,94 | 17311,77 |
| | % | 97,33 | 97,42 | 96,93 | 97,15 | 97,06 | 97,31 | 97,22 |
| | Immigrante | 34,92 | 34,51 | 39,76 | 33,21 | 35,73 | 29,04 | 495,23 |
| | % | 2,67 | 2,58 | 3,07 | 2,85 | 2,94 | 2,69 | 2,78 |
| | Total | 1309,54 | 1337,81 | 1296,90 | 1165,36 | 1215,14 | 1079,98 | 17807,00 |

Tableau A.6
Distribution du nombre d'enfants dans les familles selon le cycle

| | Ensemble de l'échantillon | | | Garçon | | | Fille | | |
|---------|---------------------------|---------|------------|-------------|---------|------------|-------------|---------|------------|
| | observation | Moyenne | Écart-type | observation | Moyenne | Écart-type | observation | Moyenne | Écart-type |
| 1 | 1842 | 1,86 | 0,97 | 938 | 1,88 | 0,99 | 904 | 1,84 | 0,95 |
| 1* | 1102 | 1,83 | 0,89 | 508 | 1,83 | 0,86 | 594 | 1,84 | 0,91 |
| 2 | 1819 | 1,88 | 0,98 | 922 | 1,90 | 1,00 | 897 | 1,87 | 0,94 |
| 3 | 1761 | 2,02 | 0,95 | 885 | 2,05 | 0,97 | 876 | 1,99 | 0,92 |
| 4 | 1709 | 2,15 | 0,92 | 855 | 2,15 | 0,91 | 854 | 2,16 | 0,93 |
| 5 | 1714 | 2,23 | 0,96 | 862 | 2,25 | 0,99 | 852 | 2,21 | 0,92 |
| Cycle 6 | 1541 | 2,24 | 0,89 | 770 | 2,23 | 0,91 | 771 | 2,25 | 0,87 |
| 7 | 1305 | 2,31 | 0,89 | 634 | 2,32 | 0,90 | 671 | 2,29 | 0,89 |
| 8 | 1335 | 2,31 | 0,86 | 636 | 2,31 | 0,85 | 699 | 2,31 | 0,87 |
| 9 | 1290 | 2,33 | 0,89 | 621 | 2,31 | 0,86 | 669 | 2,35 | 0,92 |
| 11 | 1176 | 2,31 | 0,86 | 554 | 2,28 | 0,82 | 622 | 2,33 | 0,89 |
| 13 | 1213 | 2,28 | 0,90 | 590 | 2,29 | 0,91 | 623 | 2,27 | 0,88 |
| 14 | 1102 | 2,24 | 0,93 | 508 | 2,21 | 0,92 | 594 | 2,27 | 0,95 |

*1' : Statistiques basées sur un échantillon d'enfants se trouvant à la fois dans le cycle 1 et le cycle 14.

Tableau A.7

Distribution du nombre d'enfants dans les familles selon le cycle

| | Cycle | 1 | 1* | 2 | 3 | 4 | 5 | Σ |
|---------------------|-----------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Nombre d'enfants | 1 | 752,54 | 452,01 | 716,01 | 529,12 | 357,83 | 311,25 | 248,47 |
| | % | 40,95 | 41,02 | 39,33 | 29,84 | 20,96 | 18,12 | 16,07 |
| | 2 | 745,18 | 448,59 | 766,30 | 839,65 | 905,34 | 913,60 | 844,67 |
| | % | 40,55 | 40,71 | 42,10 | 47,35 | 53,02 | 53,19 | 54,63 |
| | 3 | 232,37 | 148,79 | 230,01 | 291,04 | 318,41 | 347,63 | 339,02 |
| | % | 12,65 | 13,50 | 12,64 | 16,41 | 18,65 | 20,24 | 21,93 |
| | 4 | 77,97 | 39,66 | 78,64 | 84,68 | 94,36 | 104,00 | 81,26 |
| | % | 4,24 | 3,60 | 4,32 | 4,78 | 5,53 | 6,05 | 5,26 |
| | 5 et plus | 29,45 | 12,95 | 29,37 | 28,65 | 31,54 | 41,09 | 32,81 |
| | % | 1,60 | 1,18 | 1,61 | 1,62 | 1,85 | 2,39 | 2,12 |
| | Total | 1837,53 | 1102 | 1820,33 | 1773,14 | 1707,48 | 1717,57 | 1546,22 |

*1' : Statistiques basées sur un échantillon d'enfants se trouvant à la fois dans le cycle 1 et le cycle 14.

Tableau A.7 (suite)

Distribution du nombre d'enfants dans les familles selon le cycle

| | Cycle | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
|---------------------|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|
| Nombre d'enfants | 1 | 185,78 | 174,08 | 166,43 | 161,50 | 198,97 | 206,31 | 4008,30 |
| | % | 14,19 | 13,01 | 12,83 | 13,86 | 16,37 | 19,10 | 22,51 |
| | 2 | 682,11 | 706,53 | 690,84 | 601,04 | 606,47 | 530,83 | 8832,57 |
| | % | 52,09 | 52,81 | 53,27 | 51,58 | 49,91 | 49,15 | 49,60 |
| | 3 | 333,62 | 347,26 | 325,26 | 305,63 | 304,62 | 244,29 | 3619,17 |
| | % | 25,48 | 25,96 | 25,08 | 26,23 | 25,07 | 22,62 | 20,32 |
| | 4 | 83,41 | 89,88 | 86,76 | 81,26 | 86,09 | 81,74 | 1030,06 |
| | % | 6,37 | 6,72 | 6,69 | 6,97 | 7,08 | 7,57 | 5,78 |
| | 5 et plus | 24,61 | 20,07 | 27,60 | 15,93 | 18,99 | 16,81 | 316,91 |
| | % | 1,88 | 1,50 | 2,13 | 1,37 | 1,56 | 1,56 | 1,78 |
| | Total | 1309,54 | 1337,81 | 1296,90 | 1165,36 | 1215,14 | 1079,98 | 17807,00 |

Tableau A.8

Distribution du rang de naissance des enfants selon le cycle

| | Cycle | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | |
|---------------------------|--------------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Ensemble de l'échantillon | 1 | 805,37 | 805,21 | 782,40 | 758,50 | 758,15 | 690,27 | |
| | % | 43,83 | 44,23 | 44,13 | 44,42 | 44,14 | 44,65 | |
| | 2 | 723,09 | 711,87 | 693,66 | 659,35 | 663,05 | 614,04 | |
| | % | 39,35 | 39,11 | 39,12 | 38,62 | 38,60 | 39,71 | |
| | 3 | 211,88 | 209,49 | 208,81 | 203,51 | 205,23 | 168,95 | |
| | % | 11,53 | 11,51 | 11,78 | 11,92 | 11,95 | 10,93 | |
| | 4 | 63,43 | 59,81 | 61,61 | 56,83 | 61,89 | 50,10 | |
| | % | 3,45 | 3,29 | 3,47 | 3,33 | 3,60 | 3,24 | |
| | 5 | 33,77 | 33,95 | 26,66 | 29,30 | 29,25 | 22,75 | |
| | % | 1,84 | 1,86 | 1,50 | 1,72 | 1,70 | 1,47 | |
| | Total | | 1837,53 | 1820,33 | 1773,14 | 1707,48 | 1717,57 | 1546,22 |

Tableau A.8 (suite)

Distribution du rang de naissance des enfants selon le cycle

| | Cycle | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total | |
|------------------------------|--------------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|
| Ensemble de l'échantillon | 1 | 582,55 | 579,11 | 581,19 | 527,83 | 544,45 | 476,54 | 7891,67 | |
| | % | 44,48 | 43,29 | 44,81 | 45,29 | 44,81 | 44,12 | 44,32 | |
| | 2 | 507,77 | 531,91 | 505,25 | 459,11 | 476,23 | 427,46 | 6972,80 | |
| | % | 38,77 | 39,76 | 38,96 | 39,40 | 39,19 | 39,58 | 39,16 | |
| | 3 | 146,45 | 158,92 | 151,06 | 124,65 | 142,05 | 128,16 | 2059,14 | |
| | % | 11,18 | 11,88 | 11,65 | 10,70 | 11,69 | 11,87 | 11,56 | |
| | 4 | 48,16 | 42,73 | 41,24 | 35,33 | 31,82 | 31,40 | 584,36 | |
| | % | 3,68 | 3,19 | 3,18 | 3,03 | 2,62 | 2,91 | 3,28 | |
| | 5 | 24,61 | 25,14 | 18,17 | 18,44 | 20,59 | 16,42 | 299,04 | |
| | % | 1,88 | 1,88 | 1,40 | 1,58 | 1,69 | 1,52 | 1,68 | |
| | Total | | 1309,54 | 1337,81 | 1296,90 | 1165,36 | 1215,14 | 1079,98 | 17807,00 |

Tableau A.9

Distribution du niveau de santé des mères selon le cycle

| Cycle | | 1 | 1* | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---------------------------|---------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|---------|
| Ensemble de l'échantillon | Mauvaise - Passable | 59,61 | 35,83 | 71,49 | 66,20 | 86,04 | 85,27 | 64,12 |
| | % | 3,24 | 3,25 | 3,93 | 3,73 | 5,04 | 4,96 | 4,15 |
| | Bonne | 346,86 | 211,08 | 361,94 | 365,29 | 362,66 | 411,71 | 347,39 |
| | % | 18,88 | 19,15 | 19,88 | 20,60 | 21,24 | 23,97 | 22,47 |
| | Très bonne | 606,58 | 348,76 | 566,74 | 633,60 | 610,24 | 618,66 | 588,94 |
| | % | 33,01 | 31,65 | 31,13 | 35,73 | 35,74 | 36,02 | 38,09 |
| | Excellente | 824,48 | 506,33 | 820,16 | 708,05 | 648,54 | 601,92 | 545,77 |
| | % | 44,87 | 45,95 | 45,06 | 39,93 | 37,98 | 35,04 | 35,30 |
| Total | 1837,53 | 1102 | 1820,33 | 1773,14 | 1707,48 | 1717,57 | 1546,22 | |
| Cycle | | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
| Ensemble de l'échantillon | Mauvaise - Passable | 64,13 | 50,95 | 55,90 | 79,98 | 78,07 | 62,29 | 824,06 |
| | % | 4,90 | 3,81 | 4,31 | 6,86 | 6,43 | 5,77 | 4,63 |
| | Bonne | 326,22 | 321,39 | 313,54 | 260,16 | 330,51 | 287,28 | 4034,96 |
| | % | 24,91 | 24,02 | 24,18 | 22,32 | 27,20 | 26,60 | 22,66 |
| | Très bonne | 460,29 | 470,18 | 461,47 | 443,19 | 434,61 | 418,63 | 6313,12 |
| | % | 35,15 | 35,15 | 35,58 | 38,03 | 35,77 | 38,76 | 35,45 |
| | Excellente | 458,90 | 495,29 | 465,99 | 382,04 | 371,95 | 311,78 | 6634,87 |
| | % | 35,04 | 37,02 | 35,93 | 32,78 | 30,61 | 28,87 | 37,26 |
| Total | 1309,54 | 1337,81 | 1296,90 | 1165,36 | 1215,14 | 1079,98 | 17807,00 | |

*1' : Statistiques basées sur un échantillon d'enfants se trouvant à la fois dans le cycle 1 et le cycle 14.

Tableau A.9 (suite)

Distribution du niveau de santé des mères selon le cycle

| | Cycle | 1 | 1* | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|--------|---------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Garçon | Passable à mauvaise | 31,00 | 11,87 | 41,00 | 40,26 | 38,01 | 46,33 | 34,08 |
| | % | 3,35 | 2,34 | 4,48 | 4,56 | 4,47 | 5,34 | 4,44 |
| | Bonne | 173,62 | 101,73 | 200,97 | 183,56 | 190,01 | 211,91 | 180,91 |
| | % | 18,75 | 20,03 | 21,95 | 20,80 | 22,36 | 24,44 | 23,57 |
| | Très bonne | 319,60 | 179,64 | 258,51 | 306,69 | 298,71 | 306,99 | 278,66 |
| | % | 34,51 | 35,36 | 28,23 | 34,75 | 35,15 | 35,40 | 36,30 |
| | Excellente | 401,77 | 214,77 | 415,09 | 352,03 | 323,04 | 301,90 | 274,01 |
| | % | 43,39 | 42,28 | 45,34 | 39,89 | 38,01 | 34,82 | 35,69 |
| | Total | 925,99 | 508 | 915,58 | 882,54 | 849,77 | 867,14 | 767,66 |
| Fille | Passable à mauvaise | 28,56 | 24,07 | 30,30 | 25,70 | 48,17 | 38,80 | 29,96 |
| | % | 3,14 | 4,05 | 3,35 | 2,89 | 5,62 | 4,57 | 3,85 |
| | Bonne | 173,14 | 109,26 | 160,24 | 181,61 | 172,29 | 199,50 | 166,17 |
| | % | 19,01 | 18,39 | 17,72 | 20,40 | 20,09 | 23,48 | 21,35 |
| | Très bonne | 286,30 | 168,73 | 308,91 | 327,09 | 311,59 | 311,60 | 310,65 |
| | % | 31,43 | 28,40 | 34,17 | 36,74 | 36,34 | 36,67 | 39,91 |
| | Excellente | 422,86 | 291,95 | 404,71 | 355,92 | 325,39 | 299,85 | 271,60 |
| | % | 46,42 | 49,15 | 44,76 | 39,98 | 37,95 | 35,29 | 34,89 |
| | Total | 910,87 | 594,00 | 904,15 | 890,32 | 857,44 | 849,76 | 778,37 |

*1' : Statistiques basées sur un échantillon d'enfants se trouvant à la fois dans le cycle 1 et le cycle 14.

Tableau A.9 (suite)

Distribution du niveau de santé des mères selon le cycle

| | Cycle | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
|--------|---------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|----------------|
| Garçon | Mauvaise - Passable | 36,46 | 26,20 | 20,85 | 39,67 | 31,99 | 31,07 | 416,94 |
| | % | 5,66 | 4,11 | 3,38 | 7,27 | 5,39 | 5,88 | 4,75 |
| | Bonne | 162,56 | 172,53 | 154,55 | 133,87 | 169,61 | 154,09 | 2088,20 |
| | % | 25,25 | 27,05 | 25,07 | 24,52 | 28,59 | 29,15 | 23,80 |
| | Très bonne | 215,81 | 209,92 | 215,21 | 200,11 | 197,30 | 204,05 | 3011,54 |
| | % | 33,52 | 32,91 | 34,91 | 36,65 | 33,25 | 38,59 | 34,32 |
| | Excellente | 229,03 | 229,22 | 225,93 | 172,36 | 194,44 | 139,49 | 3258,32 |
| | % | 35,57 | 35,93 | 36,64 | 31,57 | 32,77 | 26,38 | 37,13 |
| | Total | 643,86 | 637,87 | 616,54 | 546,01 | 593,33 | 528,70 | 8775,00 |
| Fille | Mauvaise - Passable | 27,51 | 24,71 | 35,26 | 40,30 | 46,29 | 31,21 | 406,76 |
| | % | 4,13 | 3,53 | 5,18 | 6,50 | 7,44 | 5,66 | 4,50 |
| | Bonne | 163,61 | 148,40 | 158,99 | 126,10 | 160,69 | 132,78 | 1943,51 |
| | % | 24,58 | 21,18 | 23,34 | 20,33 | 25,83 | 24,08 | 21,52 |
| | Très bonne | 244,84 | 260,97 | 246,66 | 243,68 | 237,86 | 214,65 | 3304,81 |
| | % | 36,78 | 37,25 | 36,22 | 39,29 | 38,24 | 38,93 | 36,59 |
| | Excellente | 229,77 | 266,56 | 240,18 | 210,19 | 177,14 | 172,75 | 3376,92 |
| | % | 34,51 | 38,05 | 35,26 | 33,89 | 28,48 | 31,33 | 37,39 |
| | Total | 665,73 | 700,64 | 681,09 | 620,27 | 621,98 | 551,39 | 9032,00 |

Tableau A.10

Distribution de la durée d'allaitement des enfants selon le cycle

| Cycle | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | | |
|---------------------------|-------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|---------|--|
| Ensemble de l'échantillon | A été allaité beaucoup | 611,79 | 606,36 | 591,40 | 572,50 | 579,75 | 531,97 | | |
| | % | 33,29 | 33,31 | 33,35 | 33,53 | 33,75 | 34,40 | | |
| | A été allaité un peu | 714,07 | 704,48 | 685,22 | 664,80 | 660,68 | 593,08 | | |
| | % | 38,86 | 38,70 | 38,64 | 38,93 | 38,47 | 38,36 | | |
| | N'a pas été allaité | 511,66 | 509,49 | 496,52 | 470,18 | 477,14 | 421,17 | | |
| | % | 27,85 | 27,99 | 28,00 | 27,54 | 27,78 | 27,24 | | |
| Total | 1837,53 | 1820,33 | 1773,14 | 1707,48 | 1717,57 | 1546,22 | | | |
| Cycle | | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total | |
| Ensemble de l'échantillon | A été allaité beaucoup | 465,65 | 456,63 | 442,16 | 404,04 | 413,58 | 356,54 | 6032,39 | |
| | % | 35,56 | 34,13 | 34,09 | 34,67 | 34,04 | 33,01 | 33,88 | |
| | A été allaité un peu | 512,54 | 515,00 | 491,60 | 441,87 | 481,12 | 436,82 | 6901,29 | |
| | % | 39,14 | 38,50 | 37,91 | 37,92 | 39,59 | 40,45 | 38,76 | |
| | N'a pas été allaité | 331,35 | 366,18 | 363,13 | 319,45 | 320,43 | 286,61 | 4873,32 | |
| | % | 25,30 | 27,37 | 28,00 | 27,41 | 26,37 | 26,54 | 27,37 | |
| Total | 1309,54 | 1337,81 | 1296,90 | 1165,36 | 1215,14 | 1079,98 | 17807,00 | | |

Tableau A.10 (suite)

Distribution de la durée d'allaitement des enfants selon le cycle

| | Cycle | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|--------|------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Garçon | A été allaité beaucoup | 314,09 | 310,30 | 300,60 | 291,71 | 304,67 | 270,41 |
| | % | 33,92 | 33,89 | 34,06 | 34,33 | 35,14 | 35,22 |
| | A été allaité un peu | 352,09 | 346,90 | 333,15 | 324,64 | 325,34 | 281,67 |
| | % | 38,02 | 37,89 | 37,75 | 38,20 | 37,52 | 36,69 |
| | N'a pas été allaité | 259,82 | 258,37 | 248,78 | 233,41 | 237,12 | 215,59 |
| | % | 28,06 | 28,22 | 28,19 | 27,47 | 27,35 | 28,08 |
| | Total | 925,99 | 915,58 | 882,54 | 849,77 | 867,14 | 767,66 |
| Fille | A été allaité beaucoup | 297,30 | 295,68 | 290,50 | 280,47 | 274,46 | 261,29 |
| | % | 32,64 | 32,70 | 32,63 | 32,71 | 32,30 | 33,57 |
| | A été allaité un peu | 361,97 | 357,59 | 352,21 | 340,25 | 335,34 | 311,76 |
| | % | 39,74 | 39,55 | 39,56 | 39,68 | 39,46 | 40,05 |
| | N'a pas été allaité | 251,60 | 250,88 | 247,60 | 236,71 | 239,95 | 205,32 |
| | % | 27,62 | 27,75 | 27,81 | 27,61 | 28,24 | 26,38 |
| | Total | 910,87 | 904,15 | 890,32 | 857,44 | 849,76 | 778,37 |

Tableau A.10 (suite)

Distribution de la durée d'allaitement des enfants selon le cycle

| | Cycle | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
|--------|------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|----------------|
| Garçon | A été allaité beaucoup | 237,02 | 223,12 | 217,19 | 201,45 | 206,56 | 174,46 | 3051,59 |
| | % | 36,81 | 34,98 | 35,23 | 36,89 | 34,81 | 33,00 | 34,78 |
| | A été allaité un peu | 250,63 | 237,04 | 227,25 | 194,53 | 232,49 | 211,51 | 3317,25 |
| | % | 38,93 | 37,16 | 36,86 | 35,63 | 39,18 | 40,01 | 37,80 |
| | N'a pas été allaité | 156,20 | 177,71 | 172,11 | 150,03 | 154,29 | 142,73 | 2406,17 |
| | % | 24,26 | 27,86 | 27,92 | 27,48 | 26,00 | 27,00 | 27,42 |
| | Total | 643,86 | 637,87 | 616,54 | 546,01 | 593,33 | 528,70 | 8775,00 |
| Fille | A été allaité beaucoup | 228,39 | 233,57 | 225,00 | 202,52 | 206,93 | 182,12 | 2978,24 |
| | % | 34,31 | 33,34 | 33,03 | 32,65 | 33,27 | 33,03 | 32,97 |
| | A été allaité un peu | 261,97 | 278,50 | 264,85 | 248,09 | 248,79 | 225,44 | 3586,76 |
| | % | 39,35 | 39,75 | 38,89 | 40,00 | 40,00 | 40,89 | 39,71 |
| | N'a pas été allaité | 175,38 | 188,56 | 191,25 | 169,65 | 166,26 | 143,83 | 2467,00 |
| | % | 26,34 | 26,91 | 28,08 | 27,35 | 26,73 | 26,09 | 27,31 |
| | Total | 665,73 | 700,64 | 681,09 | 620,27 | 621,98 | 551,39 | 9032,00 |

Tableau A.11

Distribution de l'indice cumulatif du risque néonatal des enfants selon le cycle

| | Cycle | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | |
|---------------------------|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|
| Ensemble de l'échantillon | 0 | 909,56 | 895,54 | 862,73 | 835,16 | 840,02 | 751,31 | |
| | % | 49,50 | 49,20 | 48,66 | 48,91 | 48,91 | 48,59 | |
| | 1 et 2 | 727,87 | 721,11 | 714,83 | 682,75 | 686,23 | 623,64 | |
| | % | 39,61 | 39,61 | 40,31 | 39,99 | 39,95 | 40,33 | |
| | 3 et plus | 200,09 | 203,69 | 195,59 | 189,57 | 191,32 | 171,27 | |
| | % | 10,89 | 11,19 | 11,03 | 11,10 | 11,14 | 11,08 | |
| | Total | 1837,53 | 1820,33 | 1773,14 | 1707,48 | 1717,57 | 1546,22 | |
| | Cycle | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
| Ensemble de l'échantillon | 0 | 648,25 | 662,94 | 621,80 | 568,74 | 587,54 | 515,77 | 8699,37 |
| | % | 49,50 | 49,55 | 47,94 | 48,80 | 48,35 | 47,76 | 48,85 |
| | 1 et 2 | 513,39 | 529,12 | 528,18 | 470,62 | 495,84 | 450,37 | 7143,94 |
| | % | 39,20 | 39,55 | 40,73 | 40,38 | 40,81 | 41,70 | 40,12 |
| | 3 et plus | 147,90 | 145,76 | 146,92 | 126,00 | 131,75 | 113,83 | 1963,69 |
| | % | 11,29 | 10,90 | 11,33 | 10,81 | 10,84 | 10,54 | 11,03 |
| | Total | 1309,54 | 1337,81 | 1296,90 | 1165,36 | 1215,14 | 1079,98 | 17807,00 |

Tableau A.11 (suite)

Distribution de l'indice cumulatif du risque néonatal des enfants selon le cycle

| | Cycle | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|--------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Garçon | 0 | 438,06 | 428,93 | 407,01 | 398,38 | 406,44 | 355,95 |
| | % | 47,31 | 46,85 | 46,12 | 46,88 | 46,87 | 46,37 |
| | 1 et 2 | 373,79 | 369,99 | 363,32 | 339,89 | 350,82 | 314,05 |
| | % | 40,37 | 40,41 | 41,17 | 40,00 | 40,46 | 40,91 |
| | 3 et plus | 114,15 | 116,65 | 112,22 | 111,50 | 109,88 | 97,66 |
| | % | 12,33 | 12,74 | 12,72 | 13,12 | 12,67 | 12,72 |
| | Total | 925,99 | 915,58 | 882,54 | 849,77 | 867,14 | 767,66 |
| Fille | 0 | 471,84 | 467,00 | 456,31 | 437,21 | 433,82 | 395,82 |
| | % | 51,80 | 51,65 | 51,25 | 50,99 | 51,05 | 50,85 |
| | 1 et 2 | 353,59 | 350,65 | 351,15 | 342,75 | 335,00 | 309,37 |
| | % | 38,82 | 38,78 | 39,44 | 39,97 | 39,42 | 39,75 |
| | 3 et plus | 85,44 | 86,50 | 82,86 | 77,48 | 80,94 | 73,18 |
| | % | 9,38 | 9,57 | 9,31 | 9,04 | 9,52 | 9,40 |
| | Total | 910,87 | 904,15 | 890,32 | 857,44 | 849,76 | 778,37 |

Tableau A.11 (suite)

Distribution de l'indice cumulatif du risque néonatal des enfants selon le cycle

| | Cycle | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
|--------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|
| Garçon | 0 | 304,25 | 304,45 | 290,50 | 269,87 | 280,60 | 248,33 | 4132,78 |
| | % | 47,25 | 47,73 | 47,12 | 49,42 | 47,29 | 46,97 | 47,10 |
| | 1 et 2 | 253,65 | 252,72 | 245,11 | 206,82 | 234,46 | 210,21 | 3514,81 |
| | % | 39,39 | 39,62 | 39,76 | 37,88 | 39,52 | 39,76 | 40,05 |
| | 3 et plus | 85,96 | 80,70 | 80,93 | 69,33 | 78,27 | 70,16 | 1127,42 |
| | % | 13,35 | 12,65 | 13,13 | 12,70 | 13,19 | 13,27 | 12,85 |
| | Total | 643,86 | 637,87 | 616,54 | 546,01 | 593,33 | 528,70 | 8775,00 |
| Fille | 0 | 344,50 | 359,21 | 331,81 | 299,22 | 307,23 | 267,64 | 4571,60 |
| | % | 51,75 | 51,27 | 48,72 | 48,24 | 49,40 | 48,54 | 50,62 |
| | 1 et 2 | 259,72 | 276,66 | 283,57 | 264,62 | 261,71 | 240,54 | 3629,32 |
| | % | 39,01 | 39,49 | 41,63 | 42,66 | 42,08 | 43,62 | 40,18 |
| | 3 et plus | 61,51 | 64,77 | 65,71 | 56,43 | 53,05 | 43,21 | 831,08 |
| | % | 9,24 | 9,24 | 9,65 | 9,10 | 8,53 | 7,84 | 9,20 |
| | Total | 665,73 | 700,64 | 681,09 | 620,27 | 621,98 | 551,39 | 9032,00 |

Tableau A.12

Distribution du poids à la naissance des enfants selon le cycle

| | Cycle | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | |
|----------------------------------|-----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|
| Poids de l'enfant à la naissance | Plus de 2,5 kg | 1760,78 | 1741,67 | 1701,37 | 1641,66 | 1642,67 | 1482,61 | |
| | % | 96,12 | 95,95 | 96,17 | 96,37 | 95,87 | 96,22 | |
| | Moins de 2,5 kg | 71,00 | 73,47 | 67,67 | 61,80 | 70,79 | 58,32 | |
| | % | 3,88 | 4,05 | 3,83 | 3,63 | 4,13 | 3,78 | |
| | Total | 1831,78 | 1815,14 | 1769,04 | 1703,46 | 1713,46 | 1540,94 | |
| | Cycle | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
| Poids de l'enfant à la naissance | Plus de 2,5 kg | 1248,82 | 1282,50 | 1233,91 | 1116,51 | 1170,99 | 1039,51 | 17062,99 |
| | % | 95,72 | 96,20 | 95,48 | 96,16 | 96,63 | 96,52 | 96,11 |
| | Moins de 2,5 kg | 55,89 | 50,71 | 58,47 | 44,58 | 40,84 | 37,46 | 691,01 |
| | % | 4,28 | 3,80 | 4,52 | 3,84 | 3,37 | 3,48 | 3,89 |
| | Total | 1304,71 | 1333,21 | 1292,38 | 1161,09 | 1211,83 | 1076,97 | 17754,00 |

Tableau A.13

Distribution des scores APGAR 5 minutes selon le cycle

| | Cycle | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | |
|-----------------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|
| APGAR 5 minutes | 8 à 10 | 1788,35 | 1768,43 | 1725,61 | 1657,02 | 1668,29 | 1506,52 | |
| | % | 97,32 | 97,15 | 97,32 | 97,04 | 97,13 | 97,43 | |
| | 1 à 7 | 49,18 | 51,90 | 47,54 | 50,46 | 49,28 | 39,70 | |
| | % | 2,68 | 2,85 | 2,68 | 2,96 | 2,87 | 2,57 | |
| | Total | 1837,53 | 1820,33 | 1773,14 | 1707,48 | 1717,57 | 1546,22 | |
| | Cycle | 7 | 8 | 9 | 11 | 13 | 14 | Total |
| APGAR 5 minutes | 8 à 10 | 1274,61 | 1303,31 | 1257,14 | 1132,15 | 1179,40 | 1050,94 | 17311,77 |
| | % | 97,33 | 97,42 | 96,93 | 97,15 | 97,06 | 97,31 | 97,22 |
| | 1 à 7 | 34,92 | 34,51 | 39,76 | 33,21 | 35,73 | 29,04 | 495,23 |
| | % | 2,67 | 2,58 | 3,07 | 2,85 | 2,94 | 2,69 | 2,78 |
| | Total | 1309,54 | 1337,81 | 1296,90 | 1165,36 | 1215,14 | 1079,98 | 17807,00 |

Tableau A.14

Distribution des observations d'enfants selon les régions administratives pour l'ensemble des cycles

| région | Ensemble de l'échantillon | | |
|-------------------------------|---------------------------|---------------|-----------|
| | Fréquence | % | Cumulatif |
| Bas-Saint-Laurent | 47,38 | 0,27 | 0,27 |
| Saguenay-Lac-Saint-Jean | 630,56 | 3,54 | 3,81 |
| Capitale nationale | 1436,73 | 8,07 | 11,88 |
| Mauricie | 640,64 | 3,60 | 15,47 |
| Estrie | 534,69 | 3,00 | 18,48 |
| Montréal | 4058,89 | 22,79 | 41,27 |
| Outaouais | 585,59 | 3,29 | 44,56 |
| Abitibi-Témiscamingue | 819,76 | 4,60 | 49,16 |
| Côte-Nord | 17,35 | 0,10 | 49,26 |
| Nord-du-Québec | 15,28 | 0,09 | 49,35 |
| Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine | 384,87 | 2,16 | 51,51 |
| Chaudière-Appalaches | 943,29 | 5,30 | 56,80 |
| Laval | 928,99 | 5,22 | 62,02 |
| Lanaudière | 1147,46 | 6,44 | 68,46 |
| Laurentides | 1400,10 | 7,86 | 76,33 |
| Montérégie | 3699,91 | 20,78 | 97,11 |
| Centre-du-Québec | 515,51 | 2,89 | 100,00 |
| Total | 17807,00 | 100,00 | |

APPENDICE B

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

Tableau B.1

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets aléatoires : spécification démographique

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| Région | | | | | | | | | | | | |
| Saguenay-Lac-Saint-Jean | -0,092 | 0,372 | -0,068 | 0,107 | -0,268 | 0,081 | -0,307 | 0,003 | 0,361 | 0,158 | 0,375 | 0,010 |
| Capitale-Nationale | -0,073 | 0,479 | -0,038 | 0,376 | -0,180 | 0,234 | -0,127 | 0,240 | 0,254 | 0,319 | 0,164 | 0,273 |
| Mauricie | -0,052 | 0,619 | -0,034 | 0,426 | -0,107 | 0,479 | -0,110 | 0,315 | 0,158 | 0,534 | 0,144 | 0,343 |
| Estrie | -0,033 | 0,753 | -0,020 | 0,654 | -0,060 | 0,700 | -0,059 | 0,618 | 0,093 | 0,721 | 0,080 | 0,628 |
| Montréal | -0,071 | 0,492 | -0,038 | 0,374 | -0,170 | 0,246 | -0,127 | 0,232 | 0,241 | 0,334 | 0,165 | 0,267 |
| Outaouais | -0,071 | 0,497 | -0,035 | 0,431 | -0,169 | 0,269 | -0,114 | 0,337 | 0,240 | 0,349 | 0,149 | 0,359 |
| Abitibi-Témiscamingue | -0,046 | 0,657 | -0,021 | 0,633 | -0,092 | 0,543 | -0,060 | 0,582 | 0,138 | 0,588 | 0,080 | 0,596 |
| Côte-Nord | -0,087 | 0,420 | -0,065 | 0,126 | -0,239 | 0,254 | -0,285 | 0,010 | 0,326 | 0,290 | 0,349 | 0,021 |
| Nord-du-Québec | -0,115 | 0,266 | 0,059 | 0,177 | -0,417 | 0,005 | 0,095 | 0,357 | 0,532 | 0,034 | -0,154 | 0,292 |
| Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine | -0,075 | 0,473 | -0,037 | 0,392 | -0,186 | 0,242 | -0,122 | 0,281 | 0,261 | 0,318 | 0,159 | 0,307 |
| Chaudière-Appalaches | -0,059 | 0,571 | -0,043 | 0,315 | -0,131 | 0,398 | -0,151 | 0,167 | 0,190 | 0,463 | 0,194 | 0,201 |
| Laval | -0,080 | 0,436 | -0,041 | 0,341 | -0,210 | 0,160 | -0,141 | 0,199 | 0,290 | 0,249 | 0,181 | 0,232 |
| Lanaudière | -0,057 | 0,585 | -0,040 | 0,351 | -0,122 | 0,418 | -0,136 | 0,207 | 0,179 | 0,482 | 0,175 | 0,241 |
| Laurentides | -0,080 | 0,438 | -0,045 | 0,284 | -0,209 | 0,163 | -0,164 | 0,124 | 0,289 | 0,252 | 0,209 | 0,159 |
| Montérégie | -0,056 | 0,589 | -0,037 | 0,372 | -0,119 | 0,421 | -0,126 | 0,227 | 0,175 | 0,486 | 0,163 | 0,263 |
| Centre-du-Québec | -0,039 | 0,711 | 0,004 | 0,929 | -0,072 | 0,634 | 0,010 | 0,931 | 0,111 | 0,664 | -0,014 | 0,930 |

Tableau B.1 (Suite)

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets aléatoires : spécification démographique

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| Rang de naissance | 0,014 | 0,000 | 0,005 | 0,123 | 0,048 | 0,000 | 0,020 | 0,114 | -0,063 | 0,000 | -0,024 | 0,115 |
| Mère immigrante | 0,032 | 0,003 | 0,011 | 0,130 | 0,107 | 0,002 | 0,048 | 0,125 | -0,139 | 0,002 | -0,059 | 0,125 |
| Âge de la mère cycle 1 | -0,002 | 0,002 | -0,001 | 0,064 | -0,006 | 0,001 | -0,004 | 0,059 | 0,008 | 0,001 | 0,004 | 0,059 |
| Nombre d'enfants | -0,002 | 0,481 | 0,001 | 0,637 | -0,006 | 0,480 | 0,004 | 0,638 | 0,008 | 0,480 | -0,005 | 0,638 |
| Âge de l'enfant | 0,000 | 0,981 | 0,000 | 0,002 | 0,000 | 0,981 | 0,000 | 0,002 | 0,000 | 0,981 | 0,000 | 0,002 |

Tableau B.2

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets fixes : spécification démographique

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| Région | | | | | | | | | | | | |
| Saguenay-Lac-Saint-Jean | -0,091 | 0,373 | -0,068 | 0,105 | -0,266 | 0,085 | -0,305 | 0,003 | 0,357 | 0,161 | 0,373 | 0,010 |
| Capitale-Nationale | -0,072 | 0,482 | -0,038 | 0,368 | -0,178 | 0,243 | -0,127 | 0,230 | 0,250 | 0,325 | 0,165 | 0,264 |
| Mauricie | -0,051 | 0,622 | -0,033 | 0,440 | -0,106 | 0,486 | -0,104 | 0,334 | 0,156 | 0,538 | 0,137 | 0,361 |
| Estrie | -0,031 | 0,764 | -0,021 | 0,653 | -0,057 | 0,716 | -0,058 | 0,617 | 0,088 | 0,735 | 0,079 | 0,626 |
| Montréal | -0,069 | 0,495 | -0,038 | 0,370 | -0,168 | 0,255 | -0,126 | 0,228 | 0,237 | 0,340 | 0,164 | 0,264 |
| Outaouais | -0,069 | 0,499 | -0,035 | 0,424 | -0,168 | 0,277 | -0,114 | 0,328 | 0,237 | 0,354 | 0,149 | 0,351 |
| Abitibi-Témiscamingue | -0,045 | 0,663 | -0,018 | 0,674 | -0,089 | 0,555 | -0,051 | 0,633 | 0,134 | 0,597 | 0,069 | 0,645 |
| Côte-Nord | -0,085 | 0,422 | -0,065 | 0,123 | -0,237 | 0,259 | -0,284 | 0,010 | 0,323 | 0,294 | 0,349 | 0,021 |
| Nord-du-Québec | -0,113 | 0,265 | 0,065 | 0,139 | -0,415 | 0,005 | 0,099 | 0,329 | 0,529 | 0,034 | -0,164 | 0,257 |
| Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine | -0,074 | 0,474 | -0,042 | 0,329 | -0,185 | 0,246 | -0,143 | 0,202 | 0,259 | 0,320 | 0,184 | 0,230 |
| Chaudière-Appalaches | -0,058 | 0,576 | -0,043 | 0,313 | -0,128 | 0,409 | -0,149 | 0,166 | 0,186 | 0,471 | 0,192 | 0,199 |
| Laval | -0,079 | 0,438 | -0,041 | 0,339 | -0,208 | 0,166 | -0,139 | 0,199 | 0,287 | 0,254 | 0,179 | 0,232 |
| Lanaudière | -0,055 | 0,589 | -0,038 | 0,371 | -0,120 | 0,428 | -0,126 | 0,233 | 0,175 | 0,489 | 0,163 | 0,268 |
| Laurentides | -0,079 | 0,440 | -0,045 | 0,282 | -0,206 | 0,170 | -0,161 | 0,123 | 0,285 | 0,257 | 0,207 | 0,158 |
| Montérégie | -0,054 | 0,594 | -0,038 | 0,369 | -0,117 | 0,433 | -0,125 | 0,223 | 0,171 | 0,495 | 0,162 | 0,260 |
| Centre-du-Québec | -0,037 | 0,717 | 0,005 | 0,919 | -0,071 | 0,643 | 0,011 | 0,921 | 0,108 | 0,672 | -0,015 | 0,921 |

Tableau B.2 (Suite)

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets fixes : spécification démographique

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| Rang de naissance | 0,016 | 0,001 | 0,015 | 0,000 | 0,053 | 0,000 | 0,064 | 0,000 | -0,069 | 0,000 | -0,080 | 0,000 |
| Mère immigrante | 0,032 | 0,003 | 0,011 | 0,130 | 0,107 | 0,002 | 0,047 | 0,125 | -0,139 | 0,002 | -0,058 | 0,126 |
| Âge de la mère cycle 1 | -0,002 | 0,002 | -0,001 | 0,010 | -0,006 | 0,001 | -0,005 | 0,008 | 0,008 | 0,001 | 0,006 | 0,008 |
| Nombre d'enfants | -0,001 | 0,640 | 0,004 | 0,065 | -0,005 | 0,639 | 0,019 | 0,064 | 0,006 | 0,639 | -0,023 | 0,064 |
| Âge de l'enfant | 0,000 | 0,956 | 0,000 | 0,005 | 0,000 | 0,956 | 0,000 | 0,005 | 0,000 | 0,956 | 0,000 | 0,005 |
| Nombre d'enfants (moyenne) | -0,003 | 0,648 | -0,019 | 0,000 | -0,008 | 0,647 | -0,080 | 0,000 | 0,011 | 0,647 | 0,099 | 0,000 |

Tableau B.3

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets aléatoires : spécification démographique + santé

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Niveau de santé de l'enfant | | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|--|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | |
| Région | | | | | | | | | | | | | |
| Saguenay-Lac-Saint-Jean | -0,048 | 0,613 | -0,061 | 0,107 | -0,135 | 0,477 | -0,232 | 0,007 | 0,183 | 0,520 | 0,293 | 0,017 | |
| Capitale-Nationale | -0,032 | 0,735 | -0,031 | 0,420 | -0,079 | 0,672 | -0,087 | 0,313 | 0,111 | 0,693 | 0,117 | 0,343 | |
| Mauricie | -0,025 | 0,795 | -0,032 | 0,408 | -0,057 | 0,759 | -0,090 | 0,307 | 0,082 | 0,771 | 0,121 | 0,334 | |
| Estrie | -0,007 | 0,938 | -0,021 | 0,593 | -0,015 | 0,935 | -0,055 | 0,555 | 0,023 | 0,935 | 0,077 | 0,568 | |
| Montréal | -0,036 | 0,704 | -0,037 | 0,331 | -0,091 | 0,622 | -0,110 | 0,194 | 0,127 | 0,643 | 0,146 | 0,230 | |
| Outaouais | -0,035 | 0,713 | -0,030 | 0,449 | -0,088 | 0,639 | -0,084 | 0,371 | 0,123 | 0,664 | 0,114 | 0,392 | |
| Abitibi-Témiscamingue | -0,021 | 0,821 | -0,024 | 0,537 | -0,049 | 0,793 | -0,063 | 0,467 | 0,070 | 0,802 | 0,086 | 0,487 | |
| Côte-Nord | -0,049 | 0,617 | -0,062 | 0,101 | -0,138 | 0,511 | -0,243 | 0,003 | 0,186 | 0,541 | 0,305 | 0,017 | |
| Nord-du-Québec | -0,084 | 0,373 | 0,168 | 0,000 | -0,343 | 0,062 | 0,127 | 0,121 | 0,427 | 0,125 | -0,294 | 0,014 | |
| Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine | -0,041 | 0,667 | -0,031 | 0,420 | -0,109 | 0,563 | -0,087 | 0,327 | 0,150 | 0,599 | 0,118 | 0,352 | |
| Chaudière-Appalaches | -0,022 | 0,821 | -0,039 | 0,309 | -0,049 | 0,794 | -0,117 | 0,175 | 0,071 | 0,803 | 0,156 | 0,209 | |
| Laval | -0,045 | 0,631 | -0,035 | 0,365 | -0,125 | 0,501 | -0,102 | 0,243 | 0,170 | 0,543 | 0,137 | 0,279 | |
| Lanaudière | -0,024 | 0,798 | -0,035 | 0,361 | -0,056 | 0,763 | -0,101 | 0,237 | 0,080 | 0,775 | 0,136 | 0,270 | |
| Laurentides | -0,044 | 0,641 | -0,041 | 0,275 | -0,120 | 0,519 | -0,128 | 0,130 | 0,164 | 0,559 | 0,169 | 0,166 | |
| Montérégie | -0,020 | 0,830 | -0,035 | 0,347 | -0,045 | 0,805 | -0,104 | 0,211 | 0,066 | 0,814 | 0,139 | 0,248 | |
| Centre-du-Québec | 0,002 | 0,985 | 0,003 | 0,937 | 0,004 | 0,985 | 0,007 | 0,933 | -0,005 | 0,985 | -0,010 | 0,938 | |

Tableau B.3 (Suite)

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets aléatoires : spécification démographique + santé

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Niveau de santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| ICRN | | | | | | | | | | | | |
| 1 +2 | 0,004 | 0,478 | 0,001 | 0,786 | 0,012 | 0,474 | 0,004 | 0,785 | -0,015 | 0,475 | -0,006 | 0,785 |
| 3 et plus | 0,022 | 0,038 | 0,012 | 0,121 | 0,057 | 0,018 | 0,041 | 0,093 | -0,079 | 0,023 | -0,054 | 0,099 |
| Santé de la mère | | | | | | | | | | | | |
| Bonne | 0,005 | 0,621 | -0,008 | 0,491 | 0,011 | 0,632 | -0,020 | 0,466 | -0,016 | 0,628 | 0,028 | 0,473 |
| Très bonne | -0,022 | 0,045 | -0,030 | 0,015 | -0,054 | 0,020 | -0,087 | 0,002 | 0,076 | 0,026 | 0,117 | 0,004 |
| Excellente | -0,062 | 0,000 | -0,065 | 0,000 | -0,217 | 0,000 | -0,267 | 0,000 | 0,279 | 0,000 | 0,331 | 0,000 |
| Rang de naissance | 0,013 | 0,001 | 0,004 | 0,141 | 0,038 | 0,000 | 0,016 | 0,132 | -0,051 | 0,000 | -0,020 | 0,134 |
| Mère immigrante | 0,029 | 0,005 | 0,011 | 0,129 | 0,084 | 0,003 | 0,040 | 0,125 | -0,113 | 0,004 | -0,051 | 0,125 |
| Âge de la mère au cycle 1 | -0,002 | 0,003 | -0,001 | 0,044 | -0,005 | 0,002 | -0,003 | 0,039 | 0,006 | 0,002 | 0,004 | 0,039 |
| Nombre d'enfants | -0,002 | 0,469 | 0,001 | 0,721 | -0,005 | 0,468 | 0,003 | 0,721 | 0,007 | 0,468 | -0,004 | 0,721 |
| Âge de l'enfant | 0,000 | 0,092 | 0,000 | 0,228 | 0,000 | 0,089 | 0,000 | 0,229 | 0,000 | 0,089 | 0,000 | 0,228 |

Tableau B.4

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets fixes : spécification démographique + santé

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Niveau de santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| Région | | | | | | | | | | | | |
| Saguenay-Lac-Saint-Jean | -0,048 | 0,612 | -0,056 | 0,130 | -0,103 | 0,490 | -0,184 | 0,019 | 0,151 | 0,535 | 0,240 | 0,036 |
| Capitale-Nationale | -0,036 | 0,707 | -0,025 | 0,508 | -0,069 | 0,636 | -0,060 | 0,433 | 0,105 | 0,663 | 0,085 | 0,456 |
| Mauricie | -0,039 | 0,681 | -0,028 | 0,463 | -0,077 | 0,595 | -0,069 | 0,385 | 0,116 | 0,628 | 0,097 | 0,408 |
| Estrie | -0,018 | 0,853 | -0,019 | 0,630 | -0,030 | 0,838 | -0,045 | 0,596 | 0,048 | 0,844 | 0,064 | 0,606 |
| Montréal | -0,044 | 0,643 | -0,034 | 0,352 | -0,090 | 0,532 | -0,092 | 0,227 | 0,133 | 0,574 | 0,126 | 0,263 |
| Outaouais | -0,039 | 0,682 | -0,025 | 0,525 | -0,077 | 0,599 | -0,060 | 0,470 | 0,116 | 0,631 | 0,085 | 0,486 |
| Abitibi-Témiscamingue | -0,033 | 0,731 | -0,022 | 0,550 | -0,061 | 0,671 | -0,054 | 0,486 | 0,094 | 0,695 | 0,076 | 0,506 |
| Côte-Nord | -0,056 | 0,574 | -0,061 | 0,100 | -0,126 | 0,470 | -0,214 | 0,010 | 0,181 | 0,502 | 0,275 | 0,021 |
| Nord-du-Québec | -0,098 | 0,300 | 0,173 | 0,000 | -0,346 | 0,016 | 0,124 | 0,092 | 0,443 | 0,061 | -0,297 | 0,007 |
| Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine | -0,050 | 0,598 | -0,031 | 0,410 | -0,109 | 0,467 | -0,080 | 0,322 | 0,159 | 0,515 | 0,111 | 0,347 |
| Chaudière-Appalaches | -0,028 | 0,772 | -0,034 | 0,364 | -0,051 | 0,730 | -0,089 | 0,251 | 0,079 | 0,747 | 0,123 | 0,283 |
| Laval | -0,055 | 0,558 | -0,030 | 0,433 | -0,125 | 0,388 | -0,075 | 0,344 | 0,180 | 0,450 | 0,105 | 0,370 |
| Lanaudière | -0,033 | 0,725 | -0,029 | 0,436 | -0,063 | 0,662 | -0,073 | 0,341 | 0,096 | 0,687 | 0,103 | 0,370 |
| Laurentides | -0,053 | 0,577 | -0,036 | 0,325 | -0,116 | 0,422 | -0,098 | 0,197 | 0,169 | 0,479 | 0,135 | 0,233 |
| Montérégie | -0,027 | 0,772 | -0,033 | 0,375 | -0,050 | 0,729 | -0,085 | 0,254 | 0,077 | 0,746 | 0,118 | 0,289 |
| Centre-du-Québec | -0,002 | 0,983 | 0,008 | 0,844 | -0,003 | 0,983 | 0,015 | 0,850 | 0,005 | 0,983 | -0,023 | 0,848 |

Tableau B.4 (Suite)

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets fixes : Spécification démographique + santé

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Niveau de santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| ICRN | | | | | | | | | | | | |
| 1 + 2 | 0,003 | 0,647 | 0,001 | 0,802 | 0,007 | 0,646 | 0,004 | 0,802 | -0,009 | 0,647 | -0,005 | 0,802 |
| 3 et plus | 0,016 | 0,123 | 0,010 | 0,204 | 0,037 | 0,095 | 0,030 | 0,178 | -0,053 | 0,103 | -0,040 | 0,184 |
| Santé de la mère | | | | | | | | | | | | |
| Bonne | 0,012 | 0,182 | 0,000 | 0,966 | 0,027 | 0,211 | 0,001 | 0,966 | -0,040 | 0,201 | -0,002 | 0,966 |
| Très bonne | -0,007 | 0,490 | -0,014 | 0,182 | -0,016 | 0,474 | -0,042 | 0,141 | 0,023 | 0,478 | 0,056 | 0,150 |
| Excellente | -0,046 | 0,000 | -0,048 | 0,000 | -0,156 | 0,000 | -0,201 | 0,000 | 0,202 | 0,000 | 0,249 | 0,000 |
| Rang de naissance | 0,014 | 0,005 | 0,010 | 0,011 | 0,034 | 0,005 | 0,032 | 0,008 | -0,048 | 0,005 | -0,042 | 0,008 |
| Mère immigrante | 0,025 | 0,024 | 0,009 | 0,217 | 0,060 | 0,022 | 0,029 | 0,215 | -0,085 | 0,022 | -0,039 | 0,215 |
| Âge de la mère au cycle 1 | -0,002 | 0,008 | -0,001 | 0,013 | -0,004 | 0,007 | -0,004 | 0,010 | 0,006 | 0,007 | 0,005 | 0,010 |
| Nombre d'enfants | -0,001 | 0,696 | 0,004 | 0,115 | -0,003 | 0,695 | 0,014 | 0,115 | 0,004 | 0,696 | -0,018 | 0,114 |
| Âge de l'enfant | 0,000 | 0,139 | 0,000 | 0,232 | 0,000 | 0,136 | 0,000 | 0,233 | 0,000 | 0,136 | 0,000 | 0,232 |
| Santé de la mère (moyenne) | -0,036 | 0,000 | -0,028 | 0,000 | -0,088 | 0,000 | -0,086 | 0,000 | 0,124 | 0,000 | 0,114 | 0,000 |
| Nombre d'enfants (moyenne) | -0,005 | 0,436 | -0,013 | 0,010 | -0,011 | 0,436 | -0,042 | 0,009 | 0,016 | 0,436 | 0,055 | 0,009 |

Tableau B.5

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets aléatoires : spécification complète

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Niveau de santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| Région | | | | | | | | | | | | |
| Saguenay-Lac-Saint-Jean | -0,036 | 0,672 | -0,064 | 0,101 | -0,107 | 0,585 | -0,237 | 0,005 | 0,143 | 0,610 | 0,300 | 0,014 |
| Capitale-Nationale | -0,019 | 0,824 | -0,033 | 0,401 | -0,049 | 0,800 | -0,090 | 0,286 | 0,067 | 0,807 | 0,123 | 0,319 |
| Mauricie | -0,015 | 0,854 | -0,034 | 0,383 | -0,039 | 0,838 | -0,095 | 0,273 | 0,055 | 0,843 | 0,129 | 0,303 |
| Estrie | 0,005 | 0,955 | -0,024 | 0,563 | 0,010 | 0,957 | -0,060 | 0,512 | -0,015 | 0,957 | 0,084 | 0,526 |
| Montréal | -0,024 | 0,775 | -0,040 | 0,309 | -0,065 | 0,733 | -0,115 | 0,165 | 0,089 | 0,746 | 0,155 | 0,203 |
| Outaouais | -0,021 | 0,806 | -0,035 | 0,395 | -0,055 | 0,776 | -0,095 | 0,301 | 0,076 | 0,785 | 0,130 | 0,326 |
| Abitibi-Témiscamingue | -0,010 | 0,908 | -0,028 | 0,474 | -0,024 | 0,901 | -0,073 | 0,383 | 0,034 | 0,903 | 0,102 | 0,410 |
| Côte-Nord | -0,035 | 0,689 | -0,065 | 0,100 | -0,105 | 0,629 | -0,243 | 0,008 | 0,140 | 0,644 | 0,308 | 0,017 |
| Nord-du-Québec | -0,072 | 0,387 | 0,161 | 0,000 | -0,317 | 0,095 | 0,120 | 0,133 | 0,389 | 0,154 | -0,281 | 0,019 |
| Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine | -0,031 | 0,716 | -0,036 | 0,365 | -0,088 | 0,652 | -0,100 | 0,255 | 0,119 | 0,671 | 0,135 | 0,284 |
| Chaudière-Appalaches | -0,010 | 0,904 | -0,042 | 0,284 | -0,025 | 0,897 | -0,124 | 0,144 | 0,035 | 0,899 | 0,166 | 0,179 |
| Laval | -0,032 | 0,701 | -0,037 | 0,351 | -0,093 | 0,625 | -0,104 | 0,223 | 0,126 | 0,648 | 0,141 | 0,262 |
| Lanaudière | -0,011 | 0,894 | -0,038 | 0,329 | -0,028 | 0,885 | -0,109 | 0,195 | 0,039 | 0,888 | 0,147 | 0,231 |
| Laurentides | -0,033 | 0,696 | -0,044 | 0,263 | -0,095 | 0,618 | -0,131 | 0,115 | 0,128 | 0,641 | 0,174 | 0,152 |
| Montréal | -0,007 | 0,932 | -0,038 | 0,328 | -0,017 | 0,929 | -0,108 | 0,185 | 0,024 | 0,930 | 0,145 | 0,224 |
| Centre-du-Québec | 0,011 | 0,897 | 0,002 | 0,970 | 0,023 | 0,904 | 0,003 | 0,971 | -0,034 | 0,902 | -0,005 | 0,971 |

Tableau B.5 (Suite)

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets aléatoires : spécification complète

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Niveau de santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| ICRN | | | | | | | | | | | | |
| 1 + 2 | 0,003 | 0,611 | 0,000 | 0,910 | 0,008 | 0,609 | 0,002 | 0,909 | -0,011 | 0,610 | -0,002 | 0,910 |
| 3 et plus | 0,020 | 0,057 | 0,010 | 0,221 | 0,051 | 0,034 | 0,032 | 0,195 | -0,071 | 0,039 | -0,042 | 0,200 |
| Santé de la mère | | | | | | | | | | | | |
| Bonne | 0,006 | 0,556 | -0,007 | 0,531 | 0,013 | 0,570 | -0,018 | 0,511 | -0,019 | 0,565 | 0,025 | 0,517 |
| Très bonne | -0,020 | 0,067 | -0,028 | 0,018 | -0,049 | 0,037 | -0,083 | 0,003 | 0,069 | 0,044 | 0,111 | 0,005 |
| Excellente | -0,061 | 0,000 | -0,063 | 0,000 | -0,211 | 0,000 | -0,261 | 0,000 | 0,271 | 0,000 | 0,324 | 0,000 |
| Structure familiale | | | | | | | | | | | | |
| Recomposée | 0,002 | 0,726 | 0,004 | 0,466 | 0,007 | 0,722 | 0,014 | 0,453 | -0,009 | 0,723 | -0,018 | 0,456 |
| Monoparentale | -0,002 | 0,784 | 0,014 | 0,035 | -0,005 | 0,785 | 0,048 | 0,020 | 0,007 | 0,785 | -0,062 | 0,022 |

Tableau B.5 (Suite)

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets aléatoires : spécification complète

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Niveau de santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| Niveau d'éducation de la mère | | | | | | | | | | | | |
| Diplôme secondaire | 0,001 | 0,889 | 0,004 | 0,487 | 0,003 | 0,889 | 0,016 | 0,473 | -0,004 | 0,889 | -0,020 | 0,480 |
| Diplôme postsecondaire | 0,005 | 0,534 | 0,003 | 0,584 | 0,013 | 0,530 | 0,012 | 0,580 | -0,018 | 0,531 | -0,016 | 0,581 |
| Diplôme universitaire | -0,006 | 0,504 | -0,004 | 0,551 | -0,016 | 0,515 | -0,015 | 0,560 | 0,022 | 0,512 | 0,019 | 0,558 |
| Rang de naissance | 0,011 | 0,003 | 0,003 | 0,361 | 0,032 | 0,002 | 0,010 | 0,355 | -0,043 | 0,002 | -0,013 | 0,357 |
| Mère immigrante | 0,025 | 0,021 | 0,010 | 0,182 | 0,070 | 0,018 | 0,035 | 0,183 | -0,095 | 0,018 | -0,045 | 0,180 |
| A été allaité un peu | 0,004 | 0,423 | -0,001 | 0,810 | 0,013 | 0,424 | -0,004 | 0,810 | -0,017 | 0,423 | 0,005 | 0,810 |
| A été allaité beaucoup | 0,001 | 0,692 | 0,000 | 0,895 | 0,004 | 0,691 | -0,001 | 0,895 | -0,005 | 0,691 | 0,002 | 0,895 |
| Âge de la mère au cycle 1 | -0,001 | 0,098 | -0,001 | 0,232 | -0,003 | 0,095 | -0,002 | 0,229 | 0,004 | 0,095 | 0,003 | 0,230 |
| log (revenu familial) | -0,009 | 0,040 | -0,001 | 0,827 | -0,024 | 0,037 | -0,002 | 0,827 | 0,033 | 0,037 | 0,003 | 0,827 |
| Nombre d'enfants | -0,002 | 0,576 | 0,001 | 0,523 | -0,004 | 0,575 | 0,005 | 0,524 | 0,006 | 0,575 | -0,007 | 0,524 |
| Âge de l'enfant | 0,000 | 0,257 | 0,000 | 0,441 | 0,000 | 0,254 | 0,000 | 0,442 | 0,000 | 0,255 | 0,000 | 0,442 |

Tableau B.6

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets fixes : spécification complète

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Niveau de santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| Région | | | | | | | | | | | | |
| Saguenay-Lac-Saint-Jean | -0,039 | 0,657 | -0,055 | 0,134 | -0,087 | 0,571 | -0,179 | 0,022 | 0,126 | 0,601 | 0,234 | 0,040 |
| Capitale-Nationale | -0,025 | 0,775 | -0,023 | 0,536 | -0,050 | 0,737 | -0,055 | 0,471 | 0,075 | 0,751 | 0,078 | 0,491 |
| Mauricie | -0,032 | 0,710 | -0,027 | 0,472 | -0,068 | 0,645 | -0,067 | 0,398 | 0,100 | 0,668 | 0,094 | 0,420 |
| Estrie | -0,008 | 0,926 | -0,019 | 0,639 | -0,015 | 0,922 | -0,043 | 0,608 | 0,023 | 0,924 | 0,062 | 0,618 |
| Montréal | -0,034 | 0,693 | -0,034 | 0,350 | -0,073 | 0,617 | -0,091 | 0,226 | 0,107 | 0,645 | 0,125 | 0,262 |
| Outaouais | -0,025 | 0,771 | -0,025 | 0,511 | -0,051 | 0,732 | -0,062 | 0,453 | 0,077 | 0,746 | 0,088 | 0,470 |
| Abitibi-Témiscamingue | -0,023 | 0,791 | -0,022 | 0,546 | -0,046 | 0,758 | -0,054 | 0,482 | 0,068 | 0,770 | 0,076 | 0,502 |
| Côte-Nord | -0,045 | 0,621 | -0,059 | 0,107 | -0,107 | 0,551 | -0,205 | 0,015 | 0,152 | 0,571 | 0,265 | 0,027 |
| Nord-du-Québec | -0,088 | 0,304 | 0,170 | 0,000 | -0,329 | 0,025 | 0,124 | 0,089 | 0,417 | 0,072 | -0,294 | 0,008 |
| Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine | -0,043 | 0,621 | -0,030 | 0,431 | -0,100 | 0,514 | -0,075 | 0,350 | 0,143 | 0,551 | 0,105 | 0,373 |
| Chaudière-Appalaches | -0,020 | 0,824 | -0,033 | 0,375 | -0,038 | 0,801 | -0,086 | 0,266 | 0,058 | 0,809 | 0,119 | 0,297 |
| Laval | -0,044 | 0,606 | -0,030 | 0,429 | -0,104 | 0,481 | -0,076 | 0,340 | 0,149 | 0,525 | 0,105 | 0,366 |
| Lanaudière | -0,022 | 0,795 | -0,029 | 0,431 | -0,045 | 0,763 | -0,074 | 0,337 | 0,067 | 0,775 | 0,103 | 0,365 |
| Laurentides | -0,044 | 0,611 | -0,036 | 0,328 | -0,102 | 0,489 | -0,097 | 0,202 | 0,146 | 0,532 | 0,133 | 0,237 |
| Montréal | -0,016 | 0,848 | -0,032 | 0,377 | -0,031 | 0,831 | -0,084 | 0,258 | 0,048 | 0,838 | 0,116 | 0,293 |
| Centre-du-Québec | 0,004 | 0,963 | 0,009 | 0,830 | 0,007 | 0,964 | 0,016 | 0,837 | -0,011 | 0,963 | -0,025 | 0,834 |

Tableau B.6 (Suite)

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets fixes : spécification complète

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Niveau de santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| ICRN | | | | | | | | | | | | |
| 1 + 2 | 0,002 | 0,748 | 0,002 | 0,743 | 0,005 | 0,748 | 0,005 | 0,743 | -0,007 | 0,748 | -0,006 | 0,743 |
| 3 et plus | 0,015 | 0,154 | 0,010 | 0,239 | 0,034 | 0,126 | 0,028 | 0,214 | -0,049 | 0,134 | -0,038 | 0,220 |
| Santé de la mère | | | | | | | | | | | | |
| Bonne | 0,012 | 0,182 | 0,000 | 0,989 | 0,027 | 0,210 | 0,000 | 0,989 | -0,039 | 0,201 | 0,000 | 0,989 |
| Très bonne | -0,006 | 0,525 | -0,015 | 0,167 | -0,015 | 0,511 | -0,044 | 0,126 | 0,021 | 0,515 | 0,058 | 0,135 |
| Excellente | -0,046 | 0,000 | -0,049 | 0,000 | -0,154 | 0,000 | -0,202 | 0,000 | 0,200 | 0,000 | 0,250 | 0,000 |
| Structure familiale | | | | | | | | | | | | |
| Recomposée | 0,002 | 0,787 | 0,002 | 0,757 | 0,006 | 0,784 | 0,007 | 0,754 | -0,008 | 0,785 | -0,009 | 0,755 |
| Monoparentale | 0,002 | 0,840 | 0,019 | 0,030 | 0,004 | 0,839 | 0,053 | 0,014 | -0,006 | 0,840 | -0,073 | 0,017 |
| Niveau d'éducation de la mère | | | | | | | | | | | | |
| Diplôme secondaire | 0,007 | 0,418 | 0,006 | 0,357 | 0,016 | 0,406 | 0,020 | 0,342 | -0,023 | 0,409 | -0,026 | 0,346 |
| Diplôme postsecondaire | 0,012 | 0,146 | 0,007 | 0,337 | 0,029 | 0,131 | 0,021 | 0,324 | -0,041 | 0,135 | -0,028 | 0,327 |
| Diplôme universitaire | 0,007 | 0,525 | 0,002 | 0,781 | 0,015 | 0,508 | 0,007 | 0,778 | -0,022 | 0,513 | -0,010 | 0,778 |

Tableau B.6 (Suite)

Effets marginaux de régressions logistiques ordonnées avec effets fixes : spécification complète

| Garçon : N = 8775 Fille : N = 9032 | Niveau de santé de l'enfant | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|------------|-------|--------|-------|
| | Mauvaise à Bonne | | | | Très bonne | | | | Excellente | | | |
| | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | | Garçon | | Fille | |
| | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z | dy/dx | P>z |
| Rang de naissance | 0,013 | 0,012 | 0,011 | 0,009 | 0,031 | 0,012 | 0,034 | 0,007 | -0,043 | 0,012 | -0,045 | 0,008 |
| Mère immigrante | 0,015 | 0,179 | 0,010 | 0,217 | 0,036 | 0,175 | 0,030 | 0,215 | -0,051 | 0,176 | -0,040 | 0,215 |
| A été allaité un peu | 0,007 | 0,221 | -0,002 | 0,713 | 0,018 | 0,221 | -0,005 | 0,713 | -0,025 | 0,220 | 0,007 | 0,713 |
| A été allaité beaucoup | -0,001 | 0,842 | -0,003 | 0,331 | -0,002 | 0,842 | -0,009 | 0,330 | 0,002 | 0,842 | 0,012 | 0,330 |
| Âge de la mère au cycle 1 | -0,001 | 0,204 | -0,001 | 0,011 | -0,002 | 0,203 | -0,004 | 0,010 | 0,003 | 0,203 | 0,005 | 0,010 |
| log(revenu familial) | 0,000 | 0,982 | 0,002 | 0,556 | 0,000 | 0,982 | 0,008 | 0,557 | 0,000 | 0,982 | -0,010 | 0,557 |
| Nombre d'enfants | -0,002 | 0,638 | 0,005 | 0,086 | -0,004 | 0,638 | 0,015 | 0,086 | 0,005 | 0,638 | -0,020 | 0,085 |
| Âge de l'enfant | 0,000 | 0,142 | 0,000 | 0,699 | 0,000 | 0,139 | 0,000 | 0,699 | 0,000 | 0,139 | 0,000 | 0,699 |
| Santé de la mère (moyenne) | -0,034 | 0,000 | -0,029 | 0,000 | -0,081 | 0,000 | -0,090 | 0,000 | 0,114 | 0,000 | 0,119 | 0,000 |
| log(revenu familial) (moyenne) | -0,021 | 0,020 | 0,000 | 0,993 | -0,051 | 0,017 | 0,000 | 0,993 | 0,073 | 0,017 | 0,000 | 0,993 |
| Nombre d'enfants (moyenne) | -0,004 | 0,490 | -0,015 | 0,006 | -0,010 | 0,490 | -0,047 | 0,005 | 0,015 | 0,490 | 0,062 | 0,005 |
| Recomposée (moyenne) | -0,003 | 0,861 | 0,004 | 0,681 | -0,006 | 0,861 | 0,013 | 0,681 | 0,009 | 0,861 | -0,018 | 0,681 |
| Monoparentale (moyenne) | -0,017 | 0,269 | -0,017 | 0,205 | -0,042 | 0,267 | -0,053 | 0,204 | 0,059 | 0,267 | 0,070 | 0,204 |

BIBLIOGRAPHIE

- Almond, Douglas et Janet Currie. 2011. «Human capital development before age five». *Handbook of Labor Economics*. vol. 4b, Chapitre 15, p. 1315-1486.
- Barker, D. J. P.. 1995. «Fetal origins of coronary heart disease». *British Medical Journal*, vol. 311, p. 171-174.
- 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)*.
- Ball, Thomas, Catherine Holberg, Michael Aldous, Fernando Martinez et Anne Wright. 2002. «Influence of attendance at day care on the common cold from birth through 13 years of age». *Archives of Pediatrics Adolescence Medicine*, vol. 156, no 2, p. 121-126.
- Case, Anne, Angela Fertig et Christina Paxson. 2005. «The lasting impact of childhood health and circumstance ». *Journal of Health Economics*, vol. 24, no 2, p. 365-389.
- Case, Anne, Christina Paxson et Tom Vogl. 2006. « Socioeconomic status and health in childhood ». *Soc Sci Med*, vol. 64, no 4, p. 757-761.
- Case, Anne, Darren Lubotsky, Christina Paxson. 2002. «Economic status and health in childhood: The origins of the gradient ». *American Economic Review*, vol. 92, no 5, p. 1308-1334.
- Chen Edith, Andrew D. Martin , Karen A. Matthews. 2006. « Socioeconomic status and health: Do gradients differ within childhood and adolescence? ». *Social Science & Medicine*, vol. 62, p.2161-2170.
- Chen, Edith, Karen A. Matthews, et Boyce, W. T. (2002). «Socioeconomic differences in children's health: How and why do these relationships change with age? ». *Psychological Bulletin*, vol. 128, p. 295-329.
- Cornman, Hope, Kelly Noonan et Nancy E. Reichman. 2005. « Mothers' labor supply in fragil family : The role of child health ». *Eastern economic journal*, vol. 31, no 4, p. 601-616

- Corman, Hope, Nancy W. Reichman et Kelly Noonan. 2003. « Mothers' and fathers' labor supply in fragile families: The role of child health ». *NBER working paper series*, 9918, p. 1-46
- Côté, Sylvana, Amélie Petitclerc, Marie-France Raynault, Qian Xu, Bruno Falissard, Michel Boivin, Richard E. Tremblay. 2010. « Short-and long-term risk of infections as a function of group child care attendance: An 8-year population-based study ». *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, vol. 164, no 12, p. 1132-1137.
- Coulibaly, Ramata, Louise Séguin, Maria-Victoria Zunzunegui et Lise Gauvin. 2006. « Links between maternal breast-feeding duration and Québec infants' health: a population-based study. Are the effects different for poor children? ». *Maternal and Child Health Journal*, vol. 10, no 6, p. 537-43.
- Currie, Alison, Michael A. Shields et Stephen Wheatley Price. 2004. « Is the child health/family income gradient universal? Evidence from England ». *IZA Discussion Paper*, no 1328, p. 1-24
- Currie, Janet. 2009. « Healthy, wealthy, and wise? Socioeconomic status, poor health in childhood, and human capital development ». *Journal of Economic Literature*, vol. 47, no 1, p. 87-122.
- Currie, Janet, et Mark Stabile. 2003. « Socioeconomic status and health: Why is the relationship stronger for older children? ». *The American Economic Review*, vol. 93, no 5, p. 1 813-1 823.
- Dubois, Lise et Manon Girard. 2003. « Social inequalities in infant feeding during the first year of life. The longitudinal study of child development in Quebec (LSCDQ 1998-2002) ». *Public Health Nutrition*, vol. 6, no 8, p. 773-83.
- Geoffroy, Marie-Claude, Chris Power, Evelyne Touchette, Lise Dubois, Michel Boivin, Jean R. Séguin, Richard E. Tremblay et Sylvana M. Côté. 2013. « Childcare and overweight or obesity over 10 years of follow-up », *The Journal of Pediatrics*, vol. 162, no 4, p. 753-758.
- Lefebvre, Pierre. 2006. « Le gradient santé/revenu familial des nouveau-nés québécois de 1998 après quatre ans : faible ou inexistant? ». *Actualité économique : Revue d'analyse économique*, vol. 82, no 4, p. 1-73.
- Meer, Jonathan, Douglas L. Miller, et Harvey S. Rosen. 2003. « Exploring the health-wealth nexus ». *Journal of Health Economics*, vol. 22, p. 713-730.

- Monette, Sarah, Louise Séguin, Lise Gauvin et Béatrice Nikiéma. 2007. «Validation of a measure of maternal perception of the child's health status ». *Child: Care, Health and Development*, vol. 33, no 4, p. 472-81.
- Nikiéma, Béatrice, Maria-Victoria Zunzunegui, Louise Séguin, Lise Gauvin et Louise Potvin. 2008. « Poverty and cumulative hospitalization in infancy and early childhood in the Quebec birth cohort: A puzzling pattern of association ». *Maternal and Child Health Journal*, vol. 12, no 4, p. 534-544.
- Nikiéma Béatrice, Nick Spencer et Louise Séguin. 2010. « Poverty and chronic illness in early childhood: a comparison between UK and Quebec ». *Pediatrics*, vol. 125, no 3, p. e499-e508.
- Repetti, Rena L., Shelley E Taylor, et Teresa E. Seeman. 2002. «Risky families: Family social environments and the mental and physical health of offspring». *Psychological Bulletin*, 128, p. 330-366.
- Séguin, Louise, Béatrice Nikiéma, Lise Gauvin, Maria-Victoria Zunzunegui et Qian Xu. 2007. « Duration of poverty and child health in the Quebec longitudinal study of child development: longitudinal analysis of a birth cohort ». *Pediatrics*, vol. 119, no 5, p. e1063-70.
- Séguin, Louise, M. Kantiébo, Maria-Victoria Zunzunegui, Louise Potvin, Katherine L. Frohlich et C. Dumas (2001), « Pauvreté, conditions de naissances et santé des nourrissons ». *Série des documents Étude longitudinale du développement des enfants du Québec : Institut de la statistique du Québec*, vol. 1, no 3, p. 25-60.
- Séguin, Louise, M. Kantiébo, Qian Xu, Maria-Victoria Zunzunegui, Louise Potvin, Katherine L. Frohlich et C. Dumas (2001). « Conditions de vie, santé et développement, section I – Pauvreté, conditions de naissance et santé des nourrissons » *Série des documents Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2002)*, Québec, Institut de la statistique du Québec, vol. 1, no3.
- Séguin, Louise, Qian Xu, Lise Gauvin, Maria-Victoria Zunzunegui, Louise Potvin et Katherine L. Frohlich (2005). « Understanding the dimensions of socioeconomic status that influence toddlers health: Unique impact of lack of money for basic needs in Quebec's birth cohort ». *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 59, no 1, p. 42-48.
- Thomas, Duncan et Elizabeth Frankenberg. 2002. « The Measurement and interpretation of health in social surveys ». Chap. in *Summary measures of population health : concepts, ethics, measurement and application*, p. 387-420. Genève.

Wooldridge, Jeffrey. 2010. «Econometric analysis of cross section and panel data». second edition. Cambridge, MA: MIT Press.

Zutavern, Anne, Peter Rzehak, Inken Brockow, Beate Schaaf, Christiana Bollrath, Andrea Von Berg, Elke Link, Ursula Kraemer, Michael Borte, Olf Herbarth et Joachim Heinrich. 2007. «Day care in relation to respiratory-tract and gastrointestinal infections in a German birth cohort study». *Acta Paediatrica*, vol. 96, no 10, p. 1494-1499.