

MATHIEU GAGNÉ

DES ENFANTS POUR SATURNE ?
Les inégalités sociales des nourrissons canadiens français face à
la mortalité infantile en 1900 à Québec

Mémoire présenté
à la Faculté des études supérieures de l'Université Laval
dans le cadre du programme de maîtrise en sociologie
pour l'obtention du grade de Maître ès arts, (M.A.)

FACULTÉ DES SCIENCES SOCIALES
UNIVERSITÉ LAVAL
QUÉBEC

JANVIER 2005

Remerciements

Tout d'abord, mes premiers remerciements vont à mon directeur Richard Marcoux pour ses recommandations, sa compétence et ses suggestions éclairées, prodiguées tout au long de la production de ce document. Merci également de m'avoir permis, grâce à de nombreux contrats de travail, de réaliser cet ouvrage. Des remerciements vont aussi à Charles Fleury pour les nombreuses tâches effectuées afin de rendre les données utilisables et valides, mais aussi pour ses conseils judicieux. Merci à Isabelle, Julie et Sonny pour avoir lu et relu les nombreuses moutures de ce document. Finalement, un grand merci à mes parents qui me soutiennent de nombreuses manières depuis le début.

Résumé

L'idée générale de ce travail est de mettre à jour les déterminants socioéconomiques de la mortalité infantile chez les Canadiens français de la ville de Québec en 1900 dans un contexte de changements structurels liés à l'émergence du capitalisme industriel. Cette orientation permettra de revisiter l'idée générale à l'effet que la mortalité infantile serait principalement imputable aux caractéristiques culturelles des Canadiens français. Ainsi, les différences observées devraient être perçues non pas comme simplement culturelles, mais produites par diverses dynamiques liées à l'exploitation économique dans un contexte de transformations sociales, puisque l'industrialisation entraîne certainement diverses formes de ségrégation. Or, il semble que les influences de l'appartenance socioprofessionnelle ont souvent été occultées dans l'historiographie et ce, au profit d'une approche qui s'appuie davantage sur les différences ethnolinguistiques ou religieuses à l'échelle agrégée en posant le postulat que la segmentation socioprofessionnelle suivait sensiblement les frontières tracées par les regroupements ethnolinguistiques. Cette étude sur la ville de Québec au début du 20^e siècle s'appuie sur l'exploitation des microdonnées du recensement de 1901 et du jumelage de ces données avec celles des registres de décès. Elle s'inscrit dans le cadre des travaux du Programme de recherche Population et histoire sociale de la ville de Québec (PHSVQ-CIEQ). Les analyses portent sur l'ensemble des ménages de la ville de Québec ayant mis un enfant au monde entre le 1^{er} janvier 1899 et le 31 décembre 1900. Il en ressort que l'urbanisation accélérée, jumelée à l'industrialisation, entraîne une détérioration substantielle des conditions de vie, dont les effets se trouvent renforcés par les clivages socioéconomiques. Ce postulat nous pousse alors à nous demander comment l'appartenance à certaines catégories socioprofessionnelles détermine-t-elle l'incidence de la mortalité infantile ?

Table des matières

<u>REMERCIEMENTS</u>	2
<u>RÉSUMÉ</u>	4
<u>TABLE DES MATIÈRES</u>	5
<u>LISTE DES TABLEAUX</u>	7
<u>INTRODUCTION</u>	9
<u>CHAPITRE 1</u>	14
<u>LES INÉGALITÉS SOCIALES DEVANT LA MORT</u>	14
<u>1.1 DIFFÉRENTS PARADIGMES POUR EXPLIQUER ET COMPRENDRE LA BAISSÉ DE LA MORTALITÉ AUX 19^E ET 20^E SIÈCLES</u>	14
A- <i>PARADIGME TECHNOLOGIQUE</i>	14
B- <i>PARADIGME ÉCONOMIQUE</i>	15
C- <i>PARADIGME NUTRITIONNISTE</i>	16
D- <i>PARADIGME CULTUREL ET SOCIAL : UNE APPROCHE PLUS MICRO</i>	16
<u>1.2 LES INÉGALITÉS SOCIALES DEVANT LA MORT OU POURQUOI MIEUX VAUT ÊTRE RICHE ET BIEN PORTANT QUE PAUVRE ET MALADE</u>	17
<u>1.3 IMPACTS DES FACTEURS SOCIAUX ET ÉCONOMIQUES SUR LA MORTALITÉ INFANTILE</u>	19
1.3.1 <i>INDUSTRIALISATION ET STRUCTURE DE L'EMPLOI</i>	20
1.3.2 <i>REVENU FAMILIAL ET INSTRUCTION</i>	21
1.3.3 <i>IMPACTS DES MEMBRES EXTRA-FAMILIAUX</i>	22
<u>1.4 LA MORTALITÉ INFANTILE CHEZ LES CANADIENS FRANÇAIS AU TOURNANT DU 19^E SIÈCLE</u>	22
<u>CHAPITRE 2</u>	26
<u>CONTEXTE DE L'ÉTUDE</u>	26
<u>2.1 TRANSFORMATIONS ÉCONOMIQUES DE LA VILLE DE QUÉBEC DURANT LA DERNIÈRE MOITIÉ DU 19^E SIÈCLE</u> 26	
2.1.1 <i>RESTRUCTURATION DE L'ÉCONOMIE À QUÉBEC</i>	28
<u>2.2 STRATIFICATION SOCIALE ET GÉOGRAPHIQUE DE QUÉBEC AUX ALENTOURS DE 1900</u>	28
<u>2.3 HABITER LES QUARTIERS OUVRIERS DE QUÉBEC</u>	30
<u>2.4 LA MAIN-D'ŒUVRE OUVRIÈRE</u>	33
<u>2.5 SANTÉ ET MORTALITÉ DES ENFANTS : LES OBJECTIFS DE LA RECHERCHE</u>	36
<u>CHAPITRE 3</u>	38
<u>MÉTHODOLOGIE DE LA RECHERCHE</u>	38
<u>3.1 LES SOURCES DES DONNÉES UTILISÉES</u>	38
<u>3.2 SAISIE DES DONNÉES MANUSCRITES DU RECENSEMENT ET JUMELAGE</u>	40
<u>3.3 LA VALIDATION DES DONNÉES À LA LUMIÈRE DE DIFFÉRENTS PARAMÈTRES</u>	43
3.3.1 <i>ESTIMER LE NOMBRE DE NAISSANCES ET LES TAUX DE MORTALITÉ INFANTILE EN 1900</i>	43

3.3.2	<u>VALIDATION DE NOS DONNÉES À L'AIDE DE LA STRUCTURE DES DÉCÈS</u>	49
3.3.5	<u>SAISONS DE LA MORT</u>	50
3.4	<u>CONCLUSION</u>	51
	<u>CHAPITRE 4</u>	54
	<u>LA MESURE DES INÉGALITÉS SOCIALES DEVANT LA MORT</u>	54
4.1	<u>PRINCIPAUX DÉTERMINANTS DE LA MORTALITÉ INFANTILE</u>	55
4.2	<u>LA MORTALITÉ INFANTILE ET LES CARACTÉRISTIQUES DES ENFANTS DE LA VILLE DE QUÉBEC</u>	60
4.2	<u>LA MORTALITÉ INFANTILE ET LES CARACTÉRISTIQUES DES PÈRES</u>	62
4.3	<u>LA MORTALITÉ INFANTILE ET LES CARACTÉRISTIQUES DES MÈRES</u>	65
4.4	<u>LA MORTALITÉ INFANTILE ET LES CARACTÉRISTIQUES DES MÉNAGES</u>	67
4.5	<u>RETOUR SUR LES PRINCIPAUX RÉSULTATS DE L'ANALYSE DESCRIPTIVE</u>	69
	<u>CHAPITRE 5</u>	71
	<u>LA SURVIE DES ENFANTS ET LES CARACTÉRISTIQUES DES MÉNAGES : UNE ANALYSE MULTIVARIÉE</u>	71
5.1	<u>PRÉSENTATION DE NOTRE MÉTHODE D'ANALYSE MULTIVARIÉE</u>	71
5.3	<u>UNE ANALYSE MULTIVARIÉE DES DÉCÈS INFANTILE À QUÉBEC EN 1900 DES ENFANTS NÉS EN 1899 OU 1900 (A) ET DES ENFANTS NÉS EN 1900 (B)</u>	77
5.4	<u>BILAN DE L'IMPACT DES DIFFÉRENTES VARIABLES SUR LA MORTALITÉ INFANTILE ET DISCUSSIONS</u> ..	87
	<u>CONCLUSION</u>	95
	<u>DES INÉGALITÉS SOCIALES DEVANT LA MORT CHEZ LES NOURRISSONS DE LA VILLE DE QUÉBEC EN 1901 ?</u>	95
	<u>BIBLIOGRAPHIE</u>	98
	<u>ANNEXE 1</u>	105
	<u>MÉTHODE DE JUMELAGE DES DONNÉES TIRÉES DES REGISTRES CATHOLIQUES DE 1900 À CELLES DU RECENSEMENT DE 1901</u>	105
	<u>ANNEXE 2</u>	109
	<u>RÉSULTATS OBTENUES À LA SUITE DES ANALYSES MULTIVARIÉES EFFECTUÉES CHEZ LES NOURRISSONS DE SEXE MASCULIN</u>	109
	<u>ANNEXE 3</u>	110
	<u>RÉSULTATS OBTENUES À LA SUITE DES ANALYSES MULTIVARIÉES EFFECTUÉES CHEZ LES NOURRISSONS DE SEXE FÉMININ</u>	110
	<u>ANNEXE 4</u>	111
	<u>RÉSULTATS OBTENUES À LA SUITE DES ANALYSES MULTIVARIÉES EFFECTUÉES EN SUBSTITUANT LA CATÉGORIE RÉFÉRENCE QUARTIER</u>	111

LISTE DES TABLEAUX

<u>TABLEAU 1.1</u> RISQUE DE MORTALITÉ INFANTILE SELON LE TYPE DE PROFESSION OCCUPÉE PAR LE CHEF DE MÉNAGE	22
<u>TABLEAU 1.2</u> PRÉVALENCE DE LA MORTALITÉ INFANTILE SELON LE NIVEAU D'INSTRUCTION DES PARENTS	23
<u>TABLEAU 3.1</u> DÉCÈS DE 1900 POUR LA VILLE DE QUÉBEC SELON LE GROUPE D'ÂGE	42
<u>TABLEAU 3.2</u> TAUX DE MORTALITÉ INFANTILE MESURÉ À QUÉBEC EN 1900 À PARTIR DE LA MÉTHODE A	47
<u>TABLEAU 3.3</u> TAUX DE MORTALITÉ SELON LA MÉTHODE B	48
<u>TABLEAU 3.4</u> COMPARAISON DE LA MORTALITÉ INFANTILE POUR CERTAINES VILLES EUROPÉENNES ET AMÉRICAINES VERS 1915	49
<u>TABLEAU 3.5</u> COMPARAISON DES TAUX DE MORTALITÉ INFANTILE OBSERVÉS POUR NOS GROUPES D'ANALYSE ET SELON LES MÉTHODES D'ESTIMATION A ET B	54
<u>TABLEAU 4.1</u> TAUX DE DÉCÈS EN 1900 DES ENFANTS NÉS EN 1899-1900 (A) ET DES ENFANTS NÉS EN 1900 (B) SELON LE SEXE DU NOUVEAU-NÉ	62
<u>TABLEAU 4.2</u> TAUX DE DÉCÈS EN 1900 DES ENFANTS NÉS EN 1899-1900 (A) ET DES ENFANTS NÉS EN 1900 (B) SELON LE SECTEUR D'HABITATION	64
<u>TABLEAU 4.3</u> TAUX DE DÉCÈS EN 1900 DES ENFANTS NÉS EN 1899-1900 (A) ET DES ENFANTS NÉS EN 1900 (B) SELON LA CATÉGORIE SOCIOPROFESSIONNELLE, LES COMPÉTENCES LINGUISTIQUES ET L'ÂGE DU PÈRE DES NOURRISSONS	65
<u>TABLEAU 4.4</u> TAUX DE DÉCÈS EN 1900 DES ENFANTS NÉS EN 1899-1900 (A) ET DES ENFANTS NÉS EN 1900 (B) SELON LES COMPÉTENCES LINGUISTIQUES, L'ÂGE ET LA PARTICIPATION À LA SPHÈRE DU TRAVAIL DE LA MÈRE DES NOUVEAU-NÉS	67
<u>TABLEAU 4.6</u> TAUX DE DÉCÈS EN 1900 DES ENFANTS NÉS EN 1899-1900 (A) ET DES ENFANTS NÉS EN 1900 (B) SELON LA PRÉSENCE DE LOGEURS, DE DOMESTIQUES, DE MEMBRES APPARENTÉS ET D'UN AUTRE ENFANT DE MOINS DE DEUX ANS DANS LE MÉNAGE DES NOUVEAU-NÉS	69
<u>TABLEAU 5.1</u> PRÉSENTATION DES VARIABLES RETENUES ET DES CATÉGORIES DE RÉFÉRENCE POUR L'ANALYSE MULTIVARIÉE	77
<u>TABLEAU 5.2</u> RÉSULTATS POUR LES CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES ET GÉOGRAPHIQUES	

DES NOURRISSONS DE LA VILLE DE QUÉBEC DES ENFANTS NÉS EN 1899-1900 (A) ET DES ENFANTS NÉS EN 1900 (B)	79
<u>TABLEAU 5.3</u> INTRODUCTION DES VARIABLES RELATIVES AUX PÈRES DES NOURRISSONS DE LA VILLE DE QUÉBEC 1900 DANS NOTRE MODÈLE D'ANALYSE MULTIVARIÉE	81
<u>TABLEAU 5.4</u> INTRODUCTION DES VARIABLES RELATIVES AUX MÈRES DES NOURRISSONS DE LA VILLE DE QUÉBEC 1900 DANS NOTRE MODÈLE D'ANALYSE MULTIVARIÉE	83
<u>TABLEAU 5.5</u> PRÉSENTATION DES VARIABLES RETENUES ET DES CATÉGORIES DE RÉFÉRENCE POUR L'ANALYSE MULTIVARIÉE	86

INTRODUCTION

L'enfant qui naît porte en lui une promesse de mort, il est déjà un mort en puissance.
(Surault, 1979 : 13)

Aujourd'hui, les très faibles niveaux de mortalité infantile observés au Québec constituent l'une des grandes victoires du 20^e siècle pour notre société. De fait, ce type de mortalité n'a plus, pour les sociétés occidentales à tout le moins, son influence impressionnante d'antan sur les dynamiques démographiques. Au début du siècle, la mortalité infantile représentait près du quart du total des décès annuels. Actuellement, conjuguée aux effets de la dynamique du vieillissement de notre population, la mortalité infantile représente un peu moins de 0,01 % de l'ensemble des décès survenus sur le territoire québécois en 2003, à raison d'un taux de 4 décès pour 1 000 naissances (Institut de la statistique du Québec, 2004). Dans ces conditions, il est raisonnable d'affirmer que la mortalité infantile fait maintenant partie des problèmes résolus pour notre société.

Pour le sociologue, le phénomène de la mortalité infantile est doublement intéressant. D'une part, la santé et la mortalité des enfants constituent à elles seules, un fait social qui vaut la peine d'être analysé. D'autre part, l'axe des inégalités sociales qui vient se superposer au phénomène constitue également une question sur laquelle il faut se pencher. Ceci permet une fois pour toute de réfuter l'idée générale que les hommes sont tous placés sur un même pied d'égalité devant la maladie et la mort, peu importe leur position dans la société, et que les différences observées résultent en grande partie du hasard ou encore simplement de la constitution physique inhérente à chacun. Il semble ainsi que la mortalité des enfants n'ignore pas les barrières sociales. Cependant, comme l'a noté Aïach (1994), la principale difficulté liée à l'analyse de la mortalité infantile, mais aussi ce qui rend son étude passionnante, c'est que « nous sommes au cœur de mécanismes humains où s'entremêlent le social et le biologique, où ce dernier subit des effets plus ou moins négatifs du fait des contraintes de la vie sociale auxquelles chaque individu est confronté » (Aïach, 1994 : 15).

Au cours des deux derniers siècles, de profondes transformations des modèles de mortalité et de morbidité se sont produites, transformations remarquées notamment dans les sociétés occidentales. Aujourd'hui, les principales causes de décès sont essentiellement reliées aux maladies dégénératives, cardiaques et cérébrovasculaires, ainsi qu'à divers traumatismes

intentionnels ou non. Or, les sociétés d'autrefois étaient caractérisées par une situation où prédominaient spécialement des maladies infectieuses et parasitaires; situation aussi caractérisée par un haut niveau de mortalité frappant principalement en bas âge. Nous sommes alors passés d'un régime de forte mortalité infantile à un régime de forte morbidité qui touche majoritairement les populations âgées. Par ailleurs, notons que ces changements dans les schémas de mortalité et de morbidité, que l'on nomme habituellement «transitions épidémiologiques», s'effectuent parallèlement aux changements sociaux, économiques et démographiques, généralement associés à la modernisation desdites sociétés.

D'aucuns ont noté que la mortalité infantile au Québec commence à diminuer à partir de l'année 1901. De même, la chute s'accroît considérablement dans les années 1920, conséquence directe de l'amélioration des infrastructures sanitaires (Linteau et al., 1989 : 30). Pourtant, la mortalité ne frappe pas uniformément. Ainsi, il est généralement admis que les taux de mortalité sont plus élevés chez les Canadiens français que chez les Canadiens anglais. Nous pourrions alors supposer, comme l'ont habilement démontré Thornton et Olson (1991), que cette différence est engendrée par certaines pratiques culturelles. Par exemple, comme le rapportent Linteau et al. (1989), lors de l'épidémie de variole à Montréal en 1885-1886 ayant fait plus de 3000 morts, une partie de la population canadienne française refusa de recourir à la vaccination, possiblement en raison du caractère controversé de cette technique pas encore tout à fait au point. La tuberculose suit le même schéma, touchant ainsi davantage les Canadiens français suite à «la piètre qualité de l'environnement de certains quartiers ouvriers» (Linteau et al, 1989 : 31).

Il est établi qu'à Montréal, par exemple, plus du quart des enfants mourrait avant l'âge d'un an. Une grande partie de ces décès est liée aux maladies gastro-intestinales causées par la mauvaise qualité de l'eau et du lait infect consommés par les jeunes enfants. Il est à noter que la chloration et la filtration de l'eau ont débuté vers 1910, tandis que la pasteurisation du lait se généralisait dans les années 1920 par la mise en place des «Gouttes de lait» (Linteau et al, 1989: 33).

Parallèlement à cette situation, la seconde moitié du 19^e siècle marque, pour le Québec à tout le moins, l'émergence du capitalisme industriel. Cette nouvelle orientation marchande engendra d'importantes transformations à l'intérieur de la société québécoise. Entre autres, l'économie paysanne, qui avait caractérisé une bonne partie du Québec jusqu'alors, s'orienta peu à peu vers une économie dite industrielle. En effet, la mécanisation constante de l'industrie entraîne divers changements sur le marché du travail qui, à leur tour, transforment les relations sociales. La diffusion du travail salarié bouleverse plusieurs aspects de la vie des individus. Les conditions de

travail dans ces usines, de plus en plus nombreuses, sont habituellement médiocres. En outre, la semaine de travail normale dans les années 1880 est de 60 heures (Harvey, 1978). En contrepartie, le salaire d'un ouvrier ne suffit généralement pas à faire vivre une famille. Les salaires très bas des ouvriers contraignent bien souvent les femmes et les enfants à intégrer les rangs des travailleurs d'usine.

À l'instar de Surault (1979), nous croyons que les différences sociales de mortalité infantile ne peuvent être analysées indépendamment des mutations sociales et économiques des sociétés dans lesquelles elles se produisent. Par ailleurs, certains affirment que c'est du point de vue de la culture qu'il faut aborder les inégalités devant la mort. De fait, «les populations pauvres sont souvent peu scolarisées, sans travail, en mauvaise santé, obligées de vivre dans des logements insalubres ou inadéquats, privées de conditions essentielles à l'intégration minimale à la société et de toute participation au progrès» (Paquet, 1988 : 13).

Par ailleurs, l'industrialisation engendre l'urbanisation et la prolétarianisation d'une masse d'individus, alors qu'une partie peut jouir des avancées techniques dans le domaine médical. Il appert dès lors que les écarts sociaux de mortalité se soient fortement creusés, atteignant leur apogée vers la fin du 19^e siècle (Surault, 1979 : 51). Conséquemment, il existe une relation inverse entre les risques de décès et la hiérarchie sociale, qui se traduirait par des écarts de mortalité importants entre les catégories sociales (Surault, 1979 : 52). D'un autre côté, la surmortalité infantile constatée chez les enfants des classes défavorisées serait imputable à des causes étroitement associées, comme les mauvaises conditions d'hygiène, de logement, la malnutrition, voire même un appel trop tardif au médecin dû à un manque de connaissances médicales (Surault, 1979 : 85).

L'adoption d'une perspective historique des inégalités sociales devant la mort est-elle justifiée et permet-elle de pousser un peu plus loin la réflexion? Tout d'abord, il semble que nous pourrions jeter certaines balises pour apprécier l'évolution des tendances en matière de mortalité infantile dans un contexte de bouleversements socio-économiques. D'autre part, notre étude permettra peut-être de souligner les processus qui génèrent les inégalités sociales devant la mort.

Ainsi, dans notre ouvrage, nous nous interrogerons sur les relations entre l'avènement du capitalisme industriel et les transformations corollaires de l'univers du travail en rapport avec la mortalité infantile de la population de la ville de Québec en 1900. Plus spécialement, nous nous demanderons si la diffusion généralisée du travail salarié s'est répercutée de manière variable sur les taux de mortalité infantile. En d'autres termes, nous tenterons de répondre à la question

suivante : quels rapports y a-t-il entre les changements structurels de l'économie de la ville de Québec et la mortalité infantile?

La problématique de la recherche repose donc sur la prémisse que certains déterminants socioéconomiques ont une incidence sur la mortalité infantile. En effet, il semble que les disparités sociales devant la mort sont significatives et importantes. Elles seraient négativement corrélées au statut social et se retrouveraient souvent accentuées ou diminuées par certaines différences culturelles.

Pour mettre à l'épreuve nos hypothèses, nous disposons de certaines informations relatives à l'urbanisation de la ville de Québec pour la période de 1900-1901, informations rendues disponibles par le programme de recherche Population et Histoire Sociale de la Ville de Québec de l'Université Laval. Au cours des six dernières années, le programme PHSVQ a constitué une importante base de données relative à la ville de Québec à partir des recensements canadiens de 1851, 1861, 1871, 1881, 1891 et 1901, des registres paroissiaux (naissances et décès 1870-71 et 1899-1900), des annuaires municipaux de 1871 et 1901 puis des rôles d'évaluation municipaux de 1901. La saisie de ces données a également été soumise à un travail de validation et de contrôle de cohérence très consciencieux (Fleury et al. 1998; 1999). Nous disposons alors de matériaux neufs qui offrent de grandes possibilités explicatives dans l'analyse de la mortalité infantile.

Présentation des chapitres

D'emblée, nous nous attarderons sur les inégalités sociales en matière de mortalité infantile. D'une part, nous présenterons les différents paradigmes à partir desquelles nous pourrions expliquer la baisse de la mortalité au cours des deux derniers siècles. Cette partie sera suivie d'une présentation de l'impact de différents facteurs sociaux et économiques sur la mortalité infantile. Nous révélerons également la forte mortalité infantile qu'ont connue les Canadiens français au Québec et ailleurs en Amérique au tournant du dernier siècle.

Le second chapitre sera, quant à lui, consacré à la présentation du contexte socioéconomique de la ville de Québec à l'époque. Il nous faudra élargir notre rétrospective sur les caractéristiques des quartiers ouvriers de la ville de Québec, sur la stratification sociale de celle-ci, mais également sur le niveau de vie de ses habitants et de sa main-d'œuvre ouvrière.

Le troisième chapitre portera sur la méthodologie employée dans le cadre de notre étude. Ainsi, nous présenterons les sources utilisées, de même que la manière dont nos données ont été

colligées et jumelées. Afin de démontrer la robustesse de celles-ci, nous tenterons de les valider à la lumière de différents paramètres. Nous terminerons ce chapitre par un examen critique de nos données et des sources utilisées.

Avec le quatrième chapitre, nous entrerons dans les analyses descriptives de la mortalité infantile. Nous examinerons les associations entre la mortalité infantile et certaines caractéristiques des nouveau-nés de 1900, mais aussi les taux de mortalité infantile reliés à ces caractéristiques, afin de mettre en lumière certaines relations qui pourront nous servir à identifier ce qui semble augmenter ou diminuer les chances de survie des nourrissons. Cette partie sera précédée de notre cadre conceptuel sur lequel reposeront les analyses des principaux déterminants de la mortalité infantile à Québec en 1901.

Finalement, nous procéderons à une analyse multivariée dans le but de contrôler statistiquement les effets simultanés des différentes variables retenues. Nous pourrions alors saisir l'effet net de chacune des variables étudiées sur la mortalité infantile et observer les variables explicatives qui semblent les plus associées au phénomène étudié.

CHAPITRE 1

LES INÉGALITÉS SOCIALES DEVANT LA MORT

Les éléments qui constituent l'environnement des individus produisent divers effets sur leur santé. D'une part, les conditions de travail, de logement et l'alimentation sont régulièrement mises au banc des accusés. D'autre part, les pratiques culturelles, la religion, l'instruction, voire même la tradition, ont également des effets reconnus sur le processus qui mène vers la morbidité et la mortalité des enfants (Thornton, Olson et Thack, 1989; Thornton et Olson, 1991; Thornton et Olson, 1993; Thornton et Olson, 2001a; Thornton et Olson, 2001b; Bernier et Rousseau, 2001). Qui plus est, le destin des nouveau-nés, loin d'être un phénomène atemporel, est assujéti à la fois au patrimoine génétique et au milieu de vie des parents (Lalou, 1990). L'urbanisation accélérée, amorcée avant le 19^e siècle, ajoutée à l'industrialisation, a favorisé l'insalubrité, la promiscuité et les mauvaises conditions d'habitat (Woods, 1990). De même, les clivages économiques, polarisés par l'industrialisation, ont des impacts variables en fonction de l'appartenance à l'une ou l'autre des catégories sociales.

1.1 Différents paradigmes pour expliquer et comprendre la baisse de la mortalité aux 19^e et 20^e siècles

La problématique de notre recherche est basée sur la prémisse que certains déterminants socio-économiques ont une incidence notable sur la mortalité infantile. De fait, les disparités sociales devant la mort sont à plusieurs égards significatives et importantes. Entre autres choses, elles sont négativement corrélées au statut social et se retrouvent souvent accentuées ou diminuées par certaines différences culturelles. Il n'en reste pas moins que le problème peut être abordé de diverses manières ou selon divers courants. Tabutin (1995) propose quant à lui non pas un, mais des paradigmes pour expliquer et comprendre les baisses de la mortalité depuis le 19^e siècle. Chacun de ces paradigmes se distingue par la place relative qu'il octroie à chacune des variables explicatives, à chacun des éléments qui composent le phénomène. Voyons brièvement chacun de ces paradigmes.

A- Paradigme technologique

Jusqu'aux années 1960, le paradigme dominant consistait à défendre l'idée que la diminution de la mortalité était imputable à plusieurs grandes découvertes dans le domaine médical, plus spécialement au progrès de technologies curatives et préventives, mais aussi aux actions des

gouvernements en matière de santé publique. Pourtant, la diminution des maladies infectieuses et parasitaires, de même que des décès qui leurs sont associés, est antérieure à la plupart des grandes découvertes thérapeutiques comme, par exemple, la révolution sanitaire (Tabutin, 1995). En fait, ces avancées seraient survenues entre 1930 et 1950 alors que la régression des maladies infectieuses et parasitaires était déjà bien amorcée, pour les pays occidentaux à tout le moins. D'aucuns ont alors avancé que les découvertes médicales n'ont fait qu'accélérer un processus déjà bien enclenché (Tabutin, 1995). Sans nier les progrès de la médecine, Tabutin (1995) avance plutôt que cette révolution sanitaire relève sans doute autant des changements de mentalités, de perception vis-à-vis la vie et la mort que des technologies en matière de santé.

B- Paradigme économique

Au cours des années 1960, un nouveau paradigme émergea dans les recherches portant sur les transitions en matière de mortalité. Celui-ci proposa alors que les variations observées relatives au déclin de la mortalité correspondaient approximativement au niveau de développement économique dans lequel les variations se produisent. En fait, jusqu'à un certain seuil, les progrès sanitaires sont indépendants du développement économique. Passé ce seuil, le manque de développement économique semble contrecarrer la diminution de la mortalité et ne se résorbe qu'en raison de progrès économiques majeurs. Dans le cas du Québec par exemple, l'essor du système capitaliste engendre une diminution indéniable de la mortalité, suite à une amélioration relative des conditions de vie générales. Parallèlement, ce développement du système capitaliste génère aussi une prolétarianisation croissante et des inégalités évidentes qui viennent contrebalancer le tout. Ainsi, l'insuffisance du développement économique entrave la diminution de la mortalité, à l'instar d'une progression insuffisante des niveaux de vie. En fait, les impacts de la croissance économique doivent être également considérés en fonction des inégalités de distribution de revenus et du degré de dépendance économique à l'égard des marchés internationaux. D'une part, les pays plus dépendants des marchés internationaux sont plus sensibles aux crises économiques mondiales. Dans un tel cas, ces pays en viennent inévitablement à élarguer dans leurs dépenses publiques en santé qui voient, quant à elles, certaines actions abandonnées ou remises en cause faute de moyens financiers (Tabutin, 1995). D'autre part, la déroute économique d'un pays entraîne généralement une prise en charge du système de santé par le secteur privé ou encore directement par les familles. Dans cette situation, une mauvaise distribution des revenus entraîne un accroissement des inégalités sociales qui serait aussi néfaste aux conditions de santé qu'un faible développement économique. Pourtant, plusieurs chercheurs tendent à penser, à l'instar de Coale et Hoover (1958), que le progrès économique constitue une condition suffisante pour faire diminuer la mortalité, mais pas une condition nécessaire.

C- Paradigme nutritionniste

Le troisième paradigme effectue le lien entre les facteurs économiques et les facteurs biologiques. Ce paradigme, Tabutin (1995) le résume ainsi : «c'est l'accroissement du niveau de vie qui, en améliorant l'état nutritionnel des individus et donc de leur résistance aux infections, conduit au déclin de la mortalité». Cette approche repose pour l'essentiel sur les travaux de T. McKeown sur l'Angleterre. Dans ses recherches portant sur les raisons du déclin de la mortalité en Angleterre au 18^e siècle, ce dernier nous propose quatre hypothèses explicatives : la diminution pourrait être imputable à la réduction de la virulence des micro-organismes; à la prévention et aux traitements thérapeutiques; à la réduction de l'exposition au risque par un contrôle plus efficace des modes de transmission, ou encore à une amélioration de la résistance des individus aux agressions microbiennes. La première hypothèse est abandonnée en raison de l'inexistence de renseignements relatifs à la virulence microbienne de l'époque. La seconde et la troisième hypothèse sont rejetées en raison d'arguments similaires à ce que nous avons évoqué pour le paradigme technologique, à savoir que les grandes maladies infectieuses sont déjà en recul lorsque survient les progrès thérapeutiques et que les grandes percées en matière d'hygiène apparaissent. Les trois premières hypothèses récusées, McKeown attribue alors l'essentiel de la baisse de la mortalité du 19^e siècle aux progrès alimentaires et nutritionnels des populations. Ce paradigme remet donc en cause la théorie sanitaire jusque là dominante.

Or, nous pouvons facilement reprocher à McKeown de sous-estimer le rôle croissant de l'éducation sanitaire et des nombreuses interventions de l'État. De même, on note dans de nombreux pays du Sud un recul constant de la mortalité et ce, malgré la stagnation des conditions de vie et de la nutrition.

D- Paradigme culturel et social : une approche plus micro

Depuis peu, un nouveau paradigme s'impose. Ce dernier privilégie notamment comme facteurs explicatifs de la diminution de la mortalité l'éducation de la mère, la structure familiale, le statut de la femme et même l'origine ethnique. Plus spécifiquement, le rôle des éléments culturels dans les inégalités géographiques ou sociales de la mortalité infantile est considéré comme décisif. Par exemple, pour le Mali, Mbacké et Legrand (1992) ont observé qu'une discrimination dans l'alimentation et dans les soins sanitaires donnés aux enfants entraîne une surmortalité féminine. Cette discrimination provient d'une «préférence manifeste» à l'égard des garçons qui auraient, pour leur famille, une plus grande utilité économique que les filles. Ensuite, «toutes les études à partir de données individuelles confirment l'importance de l'instruction comme variable

discriminante de la mortalité» (Tabutin, 1995 : 277), principalement en ce qui a trait à l'instruction de la mère. De fait, à conditions de vie égales, plus l'instruction de la mère est élevée, plus la mortalité est faible. L'instruction permet à la mère une certaine autonomie de décision, une ouverture sur l'extérieur et lui procure un certain statut dans le ménage et la société. Dans la même lignée, d'aucuns ont noté que la structure familiale a une incidence sur la mortalité infantile. Ainsi, «plus la structure est élargie, plus l'autorité et les pouvoirs sont aux mains des anciens, et moins le jeune couple et la jeune mère sont autonomes dans leurs décisions de suivi prénatal ou des soins donnés aux enfants» (Tabutin, 1995 : 278). Or, les études concernant le lien entre la mortalité des enfants et les structures familiales sont encore inhabituelles. Néanmoins, nous savons que, généralement, la position défavorable des filles et des brus des chefs de ménages par rapport aux autres statuts entraîne une sous-utilisation des soins de santé maternelle et infantile disponibles, de même qu'une mortalité infantile plus élevée (Tabutin, 1995).

De même, on constate qu'en Afrique subsaharienne, l'ethnie s'avère une variable importante pour l'analyse de la mortalité des enfants. L'appartenance à un groupe ethnique renvoie à la diversité des cultures, à certaines structures de pouvoir, à des mentalités, des modes de vie, des pratiques et des comportements distincts face à la fécondité, à l'alimentation ou encore à la maladie.

C'est dans ce paradigme que se situe l'ensemble des travaux de Thornton et Olson (1991; 1993; 2001a; 2001b). Celles-ci ont jeté un éclairage nouveau sur la mortalité infantile des Canadiens français, en affirmant que les dimensions culturelles surpassent les dimensions socio-économiques dans le contexte particulier de Montréal au tournant du siècle. De fait, elles ont mis en exergue l'influence des facteurs culturels, notamment l'allaitement et les courts intervalles entre les naissances, sur la mortalité infantile. Dans le cadre de nos travaux, c'est également ce paradigme qui sera privilégié. Nous tenterons alors de mettre à jour les mécanismes liants les facteurs socioculturels et économiques aux processus de mortalité infantile.

1.2 Les inégalités sociales devant la mort ou pourquoi mieux vaut être riche et bien portant que pauvre et malade

Pour peu que les inégalités sociales en santé persistent encore aujourd'hui, il nous faut admettre que les disparités devant la mort furent certainement très grandes au début du siècle. Depuis la seconde moitié du 20^e siècle, certains ont pu quantifier l'importance des différences sociales devant la mort. De fait, certains observèrent que l'espérance de vie des ouvriers est inférieure à celle des cadres et membres des professions libérales (Surault, 1979). Il en résulte que, de

manière globale, l'espérance de vie suit approximativement la structure hiérarchique des catégories socioprofessionnelles.

Les mécanismes qui conduisent aux disparités sociales en matière de mortalité sont complexes et jouent à la fois sur le plan social et sur le plan biologique. Toutefois, les inégalités sociales devant la mort s'insèrent dans un schéma plus général d'inégalités sociales qui repose sur les revenus, l'éducation, le logement, la profession et les conditions de travail. D'autre part, certains comportements à risque pour la santé sont plus fréquents dans certaines catégories socioprofessionnelles, à l'instar de l'usage des soins préventifs. Conséquemment, à l'opposé de ce que Rousseau affirmait dans son *Discours sur l'origine et les fondements de l'inégalité parmi les hommes*, les inégalités «naturelles» observées entre les individus ne sont pas entièrement biologiques, mais résultent en bonne partie des inégalités que la société érige (Leclerc et al., 2000).

Or, les différentiels de mortalité ne sont pas seulement occasionnés par le fait d'exercer une certaine profession, mais résultent principalement de certains facteurs socioculturels qui caractérisent une catégorie sociale. Ainsi, la mortalité varie en fonction inverse du degré d'instruction, du niveau de revenu et du statut social. De fait, il existe des différences importantes suivant la profession exercée, mais également au sein d'un groupe de travailleurs qui exercent un même métier (Surault, 1979). Malgré tout, la profession est régulièrement employée comme indicateur d'un groupe social, puisque sa connaissance donne une vue significative, mais aussi relativement objective du milieu social, du niveau d'instruction, du revenu, du style de vie d'un individu et, par extension, de son ménage. En clair, la mortalité tendrait à décroître au fur et à mesure que s'élève le statut social. Effectivement, les professions libérales connaissent de faibles taux de mortalité, tandis qu'à l'opposé, les employés manuels peu qualifiés enregistrent des taux de mortalité élevés (Leclerc et al., 2000; Surault, 1979). Les écarts observés paraissent même stables dans le temps et dans l'espace, ce qui suppose que des facteurs généraux sont en cause plutôt que des facteurs individuels (Paquet, 1995).

L'évolution des inégalités sociales en matière de mortalité s'est opérée sur trois périodes. Tout d'abord, en remontant au 18^e siècle, on observe que les écarts de mortalité entre les groupes sociaux furent relativement menus, voire inexistantes. En effet, la mortalité était généralement très élevée et ce, sans égard à la catégorie sociale, étant donné l'inefficacité de la médecine et de la lutte thérapeutique. Qui plus est, certaines pratiques médicales sont par ailleurs considérées, à la lumière des connaissances actuelles, comme funestes (Bernier et Rousseau, 2001 : 224). En ce qui a trait à la mortalité infantile, la pratique de la mise en nourrice et l'allaitement mercenaire, fréquents dans les familles aisées de la société, constituaient à l'époque une conduite meurtrière

(Lalou, 1990) et de ce fait, conduirait à un nivellement par le bas des niveaux de mortalité infantile.

Par la suite, les progrès médicaux, limités à certaines classes plus favorisées, viennent s'ajouter aux inégalités devant la vie. Parallèlement, la révolution industrielle entraîne divers bouleversements tant au niveau des conditions de travail que de vie, qui sont inégalement ressentis par la population. Ainsi, pour l'Europe à tout le moins, «les écarts sociaux de mortalité se sont fortement creusés, atteignant un maximum vers 1860-1880» (Surault, 1979: 51). En clair, certaines classes bénéficient des grandes découvertes thérapeutiques et des progrès médicaux, alors que d'autres sont laissées en plan et par le fait même, défavorisées. Dans ces conditions, les écarts constatés deviennent nettement importants.

Enfin, à mesure que l'élévation du niveau de vie s'étend à l'ensemble de la population, que les instances gouvernementales implantent progressivement des mesures législatives qui jettent les bases politiques d'un système de santé inclusif et que les bienfaits de la médecine moderne se propagent peu à peu d'un bout à l'autre de l'échelle sociale, les écarts se réduisent considérablement. Néanmoins, d'aucuns notent encore aujourd'hui l'influence de la position sociale sur la santé des individus (Paquet, 1988). Abordons maintenant les différents processus qui lient la mortalité infantile aux facteurs sociaux et économiques.

1.3 Impacts des facteurs sociaux et économiques sur la mortalité infantile

L'urbanisation est considérée, par Preston et Haines (1991), comme un facteur déterminant de la mortalité infantile qui produit des conséquences paradoxales. D'une part, l'urbanisation entraîne une concentration d'individus dans un espace limité, ce qui favorise la diffusion des maladies contagieuses, particulièrement fatales chez les individus en bas âge. D'autre part, cette réorganisation spatiale favorise le déploiement de mesures d'hygiène visant à améliorer les conditions sanitaires, ce qui, il va sans dire, peut avoir un effet positif sur la réduction de la mortalité en général. Néanmoins, de nombreux auteurs révèlent une relation positive entre l'accroissement de l'urbanisation et l'augmentation des taux de mortalité (Woods et al., 1989; Preston et Haines, 1991).

1.3.1 Industrialisation et structure de l'emploi

Si les effets de l'urbanisation sur la mortalité infantile sont assez bien connus, il en va autrement des conséquences de l'industrialisation. L'accélération de la division sociale du travail amène de nouvelles professions auxquelles de nouveaux risques pour la santé viennent se greffer, mais aussi une polarisation des diverses strates socioprofessionnelles. L'utilisation de machineries lourdes et l'exposition à certaines substances considérées aujourd'hui comme toxiques font en sorte que les changements industriels furent probablement moins avantageux pour les classes laborieuses. Ainsi, «mortality was generally [...] elevated for workers in mining, manufacturing, and mechanical industries, as well as in transport and communications» (Preston et Haines, 1991: 40). Toutefois, l'impact de la structure industrielle sur la mortalité infantile n'est pas aussi manifeste.

Lorsque l'industrialisation progresse, les revenus augmentent généralement. Or, il s'ensuit également une substitution du temps de travail consacré par les femmes aux activités domestiques par des activités situées à l'extérieur de la maison, notamment pour assurer périodiquement un meilleur soutien économique. D'une part, ce changement a un effet bénéfique sur la mortalité infantile puisqu'il contribue à faire augmenter le revenu familial. D'autre part, la diminution de temps consacré par la mère à l'enfant constitue probablement un effet négatif concernant sa survie. De fait, «evidence has begun to emerge suggesting that woman's work outside the home is associated with higher risk of child death» (Preston et Haines, 1991: 40). Conséquemment, les enfants nés de mères ouvrières connaissent des probabilités de mortalité plus élevées. Selon les calculs de Woodbury (1925, dans Preston et Haines, 1991), il appert que ces enfants ont 2,5 fois plus de chances de mourir avant l'âge d'un an. Soulignons toutefois que, de manière régulière, lorsqu'elles vieillissent, les filles demeurent à la maison afin d'aider aux divers travaux ménagers (Lemieux et Mercier, 1989), bien qu'on les retrouve également dans les usines.

Ensuite, la catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage a une incidence sur les taux de mortalité infantile. De fait, selon les données du tableau de la page suivante, les probabilités de trouver la mort avant un an s'accroissent pour les nouveau-nés lorsque le chef du ménage occupe un poste d'ouvrier (Preston et Haines, 1991). Le fait d'appartenir aux groupes socioprofessionnels en bas de l'échelle a donc des répercussions négatives sur la mortalité infantile.

Tableau 1.1
Risque de mortalité infantile selon la profession occupée par le chef de ménage, États-Unis, 1910

Types de profession (Homme)	Rapport de cotes
Professionnel et technique	.942
Agriculture	.771
Ouvrier agricole	.927
Directeur, propriétaire et fonctionnaire	.941
Cléricale	.882
Vente	.835
Artisan et Contremaître	1.097
Ouvrier de service	.946
Ouvrier	1.165
Femme	
Femme avec travail rémunéré	1.415
Femme sans travail rémunéré	.987

Source : Preston et Haines, 1991 : 112-113

1.3.2 Revenu familial et instruction

Les revenus des chefs de ménage ont montré un effet très marqué sur les taux de mortalité infantile aux États-Unis en 1900 (Preston et Haines, 1991). Ainsi, chez les familles américaines où le chef avait des revenus de moins de 450\$ par année, le taux de mortalité infantile se situait à 167 pour 1000 naissances vivantes. À l'opposé, les familles dont le chef avait des revenus annuels de plus de 1250\$, le taux de mortalité diminuait à 59 pour mille naissances vivantes. Par contre, il faut noter que dans le cadre du recensement canadien de 1901, les données relatives aux revenus des individus ne sont totalement pas fiables (Fleury, 2000). Toutefois, comme le revenu est intimement lié à la profession occupée, l'utilisation des informations tirées de cette dernière variable s'avère adéquate.

L'effet du degré d'instruction, principalement en ce qui a trait à la mère, sur les niveaux de mortalité infantile a été abondamment illustré (Caldwell, 1981). De fait, il est habituellement accepté qu'il existe un rapport inverse assez régulier et prononcé entre l'éducation de la mère et la mortalité infantile. Cependant, dans un contexte d'urbanisation et d'industrialisation similaire à celui qui prévalait pour la ville de Québec en 1901, certains ont démontré que l'instruction du père constitue également une variable explicative importante, puisque directement liée à la profession et simultanément aux revenus disponibles pour la famille (Preston et Haines, 1991).

Tableau 1.2
Prévalence de la mortalité infantile selon le niveau d’instruction des parents, États-Unis, 1910

Instruction Des parents	Prévalence de la mortalité chez les enfants de moins de 5 ans
Femme instruite	17.9%
Femme non instruite	25.7%
Mari instruit	18.2%
Mari non instruit	25.0%
Mari et femme instruits	17.6%
Mari instruit seulement	25.4%
Femme instruite seulement	23.4%
Mari et femme non instruits	25.8%

Source : Preston et Haines, 1991 : 93

1.3.3 Impacts des membres extra-familiaux

Les ménages qui disposent d’un domestique réduisent de manière significative les probabilités de décès de leurs nourrissons (Preston et Haines, 1991). La raison en est fort simple, l’apport d’un aide-domestique permet de dégager un surplus de temps, pouvant potentiellement être consacré aux enfants. À l’opposé, les parents qui prennent des pensionnaires augmentent les probabilités de décès de leurs enfants de moins d’un an (Preston et Haines, 1991). Tout bien considéré, il est clair que le fait de prendre des pensionnaires indique que le ménage nécessite davantage de ressources financières. Ce fait témoigne d’une insuffisance financière et, d’autre part, ajoute un fardeau supplémentaire à la mère déjà surchargée de tâches, en plus d’introduire un vecteur supplémentaire de maladie. Toutefois, nous pouvons poser l’hypothèse que l’apport d’une source de revenus supplémentaires pourrait également entraîner une baisse de la mortalité.

1.4 La mortalité infantile chez les Canadiens français au tournant du 19^e siècle

Avant même qu’ils n’apprennent à parler ou à prier, les enfants témoignaient de la structure sociale de leur époque. Étaient-ils encore au berceau que déjà les différences de classe sociale exerçaient sur eux leurs influences (Thornton, Olson et Thuy Thach, 1988 : 299).

Woods (1984; 1994) a décrit la relation entre l’industrialisation et la mortalité au 19^e siècle. L’industrialisation a stimulé la croissance de la population urbaine, ce qui a probablement engendré une détérioration sensible des conditions de vie des citoyens. D’ailleurs, alors que le

niveau de vie s'améliorait pour une certaine couche des citoyens, une grande majorité vit ses conditions de vie se dégrader : «le développement du prolétariat a exacerbé les distinctions socio-économiques susceptibles d'avoir une influence sur les taux de mortalité par classe sociale» (Thornton, Olson et Thuy Thach, 1988 : 301). Ainsi, les taux de mortalité plus élevés dans les villes ont probablement été causés par certaines maladies reliées aux masses d'individus, par une contamination de l'eau et des aliments, mais surtout par des conditions de vie exécrables. Dans le contexte d'industrialisation rapide de la fin du 19^e siècle, les changements structurels de l'économie ont sans aucun doute infligé diverses contraintes aux populations pauvres.

L'industrialisation entraîne une certaine ségrégation par catégories socioprofessionnelles et ethniques. Les classes sociales génèrent une organisation sociale, voire politique, alors que s'instaure une ségrégation géographique qui est, partiellement, le fruit de la situation économique. Cet agencement se traduit notamment par des taux différentiels de mortalité. Effectivement, «the disease was more widespread in working-class neighbourhoods, and poor environmental conditions in Montreal and Quebec City at the time proved to be a breeding ground for epidemics» (Pelletier, Legaré et Bourbeau, 1997 : 95). Les principales causes de décès pour la mortalité infantile dans les villes sont les maladies diarrhéiques et respiratoires. Toutes ces maladies sont liées aux conditions environnementales. En hiver, la prévalence des maladies respiratoires est plus élevée, tandis que les maladies dites diarrhéiques surviennent au cours de la saison estivale.

Cependant, l'ensemble des travaux de Thornton et Olson (1991; 1993; 2001a; 2001b) ont jeté un éclairage nouveau sur la mortalité infantile des Canadiens français. Selon ces auteurs, les dimensions culturelles surpassent les dimensions socio-économiques. Le postulat habituellement utilisé repose sur la prémisse que, dans cette période d'industrialisation, nous devrions observer des taux de mortalité plus élevés chez les familles de classes ouvrières, puisque ces dernières devraient être plus fortement touchées par les effets de l'industrialisation. Pourtant, Thornton et Olson (1991; 1993; 2001a; 2001b) n'observent aucune relation significative entre le statut socio-économique et la mortalité infantile lorsque les variations culturelles sont prises en considération. Les dernières auteures mettent plutôt en évidence la dimension culturelle qui persiste à travers les générations. De fait, elles ont mis en exergue l'influence des facteurs culturels, notamment l'allaitement et les courts intervalles entre les naissances, sur la mortalité infantile. Pour reprendre leurs propres mots, «in other words, despite evidence from studies elsewhere, Montreal families in the top-ranking third of the occupational profile were no more successful than labourers of the same cultural group in protecting their infants» (Thornton et Olson, 2001a:103).

En ce qui a trait à la durée de l'allaitement, Thornton et Olson (2001a) ont démontré que les femmes canadiennes françaises allaitaient moins longtemps que les mères irlandaises ou anglaises. En fait, il est généralement admis que les mères de famille canadiennes française sevreraient leurs bébés très tôt. Le lait maternel était alors remplacé par le biberon, où le lait était régulièrement combiné à un mélange de concentré de bœuf et de céréales (Copp, 1978 : 104-105). Toutefois, contrairement à l'idée répandue, Thornton et Olson (2001a) affirment que le recours à l'allaitement artificiel des mères canadiennes françaises à Montréal n'est pas le résultat du travail en usine. En revanche, les nombreux problèmes de santé des mères, à la suite de la naissance d'un enfant, ont peut-être contraint certaines femmes à faire usage de l'allaitement artificiel, d'autant plus que, traditionnellement, la mère est régulièrement blâmée lorsque son nourrisson n'augmente pas de poids : «Tu n'as pas assez de lait; ton lait n'est pas bon...» (Thornton et Olson, 2001a). Parallèlement, la communauté juive de Montréal, pourtant aussi pauvre, était frappée par une mortalité infantile moins élevée. Or, il semble que les femmes juives nourrissent presque toujours leurs enfants au sein.

Par ailleurs, la surmortalité des nourrissons canadiens français est attribuable à la diarrhée de sevrage plus marquée au cours de la saison estivale et ce, plus spécialement dans les quartiers à forte densité résidentielle (Olson et Thornton, 2001a). Tout bien considéré, la baisse de la mortalité infantile coïncide avec la mise en place des gouttes de lait paroissiales et municipales en 1911 (Gaumer et Authier, 1996: 274). Celles-ci firent partie d'une stratégie élaborée par le Bureau d'hygiène qui visait à distribuer un lait propre aux citoyens, par le contrôle de la qualité du lait avec la pasteurisation, tout en misant sur diverses campagnes d'éducation des mères. C'est en 1924 qu'un règlement municipal rend obligatoire la pasteurisation du lait commercialisé à Québec. Toutefois, il est clair que le «mauvais lait» n'est pas la seule cause de mortalité infantile, bien que les taux relativement élevés de décès causés par les maladies gastro-intestinales nous permettent de poser l'hypothèse que le lait et l'eau seraient les principaux responsables de la mortalité infantile élevée. Enfin, les variations mensuelles qui caractérisent la mortalité infantile semblent confirmer cette hypothèse. Nous observerons possiblement un excès significatif de mortalité infantile pendant l'été et ce, chez les Canadiens français.

Les Canadiens français ont également des taux de mortalité infantile beaucoup plus grands que les autres groupes ethnolinguistiques et religieux. Qui plus est, même lorsque les disparités engendrées par la distribution professionnelle de chacun de ces groupes sont statistiquement contrôlées, les Canadiens français ont des taux de mortalité infantile sensiblement plus élevés que les Canadiens non français de Montréal (Henripin, 1961). Ces résultats sont toutefois à l'opposé de ce que notaient Thornton et Olson (2001). Néanmoins, cette caractéristique n'est pas exclusive à la ville de Montréal. De fait, les mêmes particularités avaient déjà été observées aux

États-Unis en 1901 : «French Canadian had the highest mortality, 40 percent above average. On the other hand, English Canadian had a mortality level within 2 percent of the NWNP figure of ,870.» (Preston, Ewbank et Hereward, 2002: 54). Cependant, les taux de mortalité infantile des Canadiens français se comparent à ceux des groupes provenant de l'Europe de l'Est, qui ont des taux de mortalité généralement assez élevés. Pour ces derniers, les auteurs évoquent notamment les circonstances sociales et économiques défavorables (Preston, Ewbank et Hereward, 2002). En contrepartie, la mortalité élevée des Canadiens français semble plutôt relever de la durée particulièrement courte de l'allaitement maternel, comme l'ont notée Thornton et Olson (2001). Par ailleurs, Preston, Ewbank et Hereward (2002) soulignent qu'une forte proportion de femmes canadiennes françaises travaillent durant leur grossesse, mais également lors de la première année de vie de leurs enfants. À vrai dire, dans une étude menée sur les travailleurs industriels de la ville de Manchester, au début du siècle, Hareven (1982) avance que «an unusally high percentage of French Canadian mothers worked during pregnancy and in the early years of child's life. An unusally high percentage of French Canadian teenagers were also in the labor force, and relatively fewer were in school» (Hareven, 1982, dans Preston, Ewbank et Hereward, 2002 : 65). Pour compléter ce qu'avançaient Thornton et Olson (2001), ces auteurs affirment que l'une des principales conséquences du travail des mères canadiennes françaises est que la durée de l'allaitement maternel se trouve substantiellement écourtée.

Conséquemment, selon Preston, Ewbank et Hereward (2002), il semble que les hauts niveaux de mortalité infantile des Canadiens français soient intimement reliés aux rôles des enfants et des mères dans l'économie familiale. Les enfants sont désavantagés par le travail de leur mère, incidemment par la durée écourtée de l'allaitement maternel, mais également par la qualité des soins qu'ils reçoivent. De plus, les mères canadiennes françaises sont généralement caractérisées par de bas niveaux d'éducation, alors qu'une forte proportion ne parle pas anglais (Preston, Ewbank et Hereward, 2002).

Autre fait paradoxal, les hommes canadiens français touchent généralement de plus hauts salaires que les autres groupes d'immigrants aux États-Unis. De même, ils sont décrits comme économes, respectueux, ambitieux et plus enclins à devenir propriétaires. Dans l'ensemble, ils occupent même une position sociale relativement favorable parmi les travailleurs de la société américaine nés à l'étranger (Preston, Ewbank et Hereward, 2002). Or, cette situation avantageuse ne s'est pas traduite par des taux de mortalité infantile plus faibles que ce qui est observé pour les autres groupes d'immigrants. Afin de mieux comprendre cette dynamique, abordons maintenant le contexte socio-économique qui prévalait à l'époque pour la ville de Québec et ses habitants.

CHAPITRE 2

CONTEXTE DE L'ÉTUDE

Comme la mortalité n'est pas extérieure au contexte social, mais plutôt le produit de rapports sociaux dans un système sociopolitique et un système donné de production, de consommation et de distribution (Tabutin, 1995), il paraît alors impératif de dresser ici un bref portrait du contexte socio-économique de notre terrain d'étude. Ce détour doit être effectué puisque les nombreux bouleversements liés au processus de consolidation du capitalisme industriel ont potentiellement engendré de pénibles conditions pour certains, en plus d'aggraver l'incidence de la mortalité infantile.

Le terme «industrialisation» renvoie au passage d'une économie centrée sur l'artisanat à une économie dépendante des industries mécanisées. Certains facteurs ont favorisé l'avènement de l'industrialisation au Québec, dont l'implantation des banques et des compagnies d'assurance, qui ont permis de financer les projets industriels. De plus, l'utilisation adéquate de l'énergie hydraulique accroît la productivité et permet la fabrication de biens de consommation à un moindre coût que la fabrication artisanale. C'est autour de 1850 que le processus d'industrialisation s'accélère au Québec. Avant 1851, la province était principalement caractérisée par la ruralité, puisque 85% des Québécois résidaient en ces milieux (Harvey, 1978 : 25).

2.1 Transformations économiques de la ville de Québec durant la dernière moitié du 19^e siècle

C'est en juillet 1608 que Samuel de Champlain débarque à Québec pour y établir un comptoir de traite des fourrures. Le site choisi est idéal. La falaise du cap Diamant présente un avantage stratégique. En effet, il est possible d'y observer les allées et venues sur le fleuve Saint-Laurent. La compagnie des Cent-Associés en 1627, puis le Gouvernement Royal en 1663, deviennent responsables du peuplement de la colonie jusqu'à la conquête britannique, alors que le comptoir de Québec se transforme en une ville et que les environs de Québec se peuplent.

Dès le début du 19^e siècle, le port de Québec connaît une croissance prodigieuse. Étant donné son importance, jusqu'à 30 000 immigrants britanniques transitent par Québec chaque année entre les années 1830 et 1865. Le commerce du bois se développe sur toutes les berges du St-Laurent qui grouillent d'activités, notamment en raison du blocus imposé par Napoléon à la

Grande-Bretagne avec qui il est en guerre. Dans toute la région, des milliers d'ouvriers canadiens français et irlandais travaillent au port, sous l'égide de marchands d'origine anglaise. Au cours de cette période, la population de Québec augmente alors considérablement. De 8 000 habitants au début du siècle, elle passe à 57 000 en 1861.

Tout bien considéré, la ville de Québec a connu une première moitié de siècle caractérisée par une période d'expansion et de consolidation économique. Il appert qu'à cette époque, la ville semblait vouée à jouer un rôle de premier plan dans le domaine de l'économie, de l'administration et du militaire (Hare et al., 1987). Ainsi, la première phase d'expansion débute à partir de 1851 et s'étend jusqu'en 1873. L'union des deux Canada, l'achèvement des réseaux de canalisation du St-Laurent en 1848, la construction du Grand Tronc, l'implantation des tarifs douaniers, la spécialisation des producteurs agricoles, l'agrandissement du marché canadien ainsi qu'une main d'œuvre abondante et à bon marché (constituée par les vagues d'immigration anglaise, écossaise et irlandaise) favorisent la chose. Il convient ici de souligner que «la main-d'œuvre autochtone francophone n'entre en scène massivement qu'à partir de la seconde phase de l'industrialisation, au début des années 1880» (Harvey, 1978 : 25). À ce moment, le développement de la ville de Québec reposait en grande partie sur les activités portuaires. D'autre part, la hausse du trafic maritime stimula également le commerce de bois équarri, notamment en raison de la progression de la construction navale en demande constante.

En contrepartie, les aléas générés par les mouvements cycliques d'une économie liée à un secteur soumis aux diktats du marché entraînent un creux économique qui se caractérisa par une crise financière et une augmentation substantielle des tarifs, ce qui conduisit lentement, mais sûrement, l'industrie forestière sur une pente descendante (Hare et al., 1987). Simultanément, la construction navale, qui avait également connu ses heures de gloire dans la première moitié du 19^e siècle, voit elle aussi ses activités diminuer. Le bouillonnement qui avait alors contribué à l'embauche de plus de la moitié de la population active de la ville en tant que charpentier, forgeron, calfat et autres, s'alanguit graduellement. Par contre, la reconversion de l'économie de la ville de Québec ne fut pas aussi rapide que le déclin des activités portuaires.

Dès lors, le secteur de la construction navale, qui employait 47% de la main-d'œuvre en 1851, ne mobilise plus que 13% de la main-d'œuvre en 1871. Soulignons toutefois que la diminution de ce secteur s'explique notamment par le fait que la ville de Québec n'a pu s'adapter aux nouvelles techniques de construction navale, à savoir la navigation à vapeur et l'utilisation de la coque de fer (Hare et al., 1987). De surcroît, la perte du traitement préférentiel accordé par le gouvernement britannique pour le commerce, l'épuisement de certaines variétés de bois d'œuvre et l'essor de l'industrie de la transformation du bois à Montréal viennent intensifier ce déclin.

Enfin, le dragage de la voie maritime du Saint-Laurent en faveur de Montréal et l'amélioration des installations portuaires de cette ville jouent aussi au détriment de Québec, à l'instar d'un réseau ferroviaire défavorable à la Capitale (Blanchard, 1935).

Parallèlement à cette période de morosité des activités portuaires, d'autres secteurs d'activité se développent. Ainsi, l'industrie du cuir occupe progressivement une place de plus en plus importante. Or, ce secteur était en grande partie dirigé par les anglophones, tandis que la main-d'œuvre était, quant à elle, fortement composée de francophones, ce qui fit dire à plusieurs que «Québec était une ville anglaise de commerce et d'industrie, employant des ouvriers et manœuvres français» (Blanchard, 1935 : 208). En revanche, les Canadiens français se positionnent de mieux en mieux dans le commerce de détail.

2.1.1 Restructuration de l'économie à Québec

À partir de 1870, l'économie de la ville de Québec se réoriente. Ainsi, la seconde phase d'industrialisation apparaît suite à la crise de 1873, caractérisée par la contraction de l'économie. Dans ces conditions, le secteur industriel de la ville axe alors son développement sur celui des manufactures. D'ailleurs, il semble que «paradoxalement, c'est dans l'affaiblissement de ses fonctions traditionnelles, et même dans la perte de certaines d'entre elles, que Québec trouve d'abord ses incitatifs industriels» (Courville, 2001: 199).

Sous l'influence de la croissance industrielle, le nombre d'employés dans l'industrie passe de 4 650 en 1871 à 10 367 en 1891 (Courville, 2001). L'essor industriel de Québec est imputable à divers facteurs, notamment l'abondance d'une main-d'œuvre peu qualifiée et qui s'arrangeait avec des salaires presque dérisoires. En réalité, cette nouvelle expansion économique, qui s'amorce dès 1870, favorise l'émergence de nouveaux types d'entreprise (Goulet, 2002). Ainsi, l'industrie de la chaussure se développe rapidement, si bien qu'en 1871, elle embauche une part importante des travailleurs de la ville. De surcroît, Québec ne comportait aucune manufacture de chaussures en 1851, tandis que la production était l'affaire des cordonniers artisans. Par ailleurs, rappelons brièvement que, dans la plupart des cas, ces industries étaient administrées et dirigées par des francophones, alors qu'elles employaient plus de la moitié de la main-d'œuvre de la ville.

2.2 Stratification sociale et géographique de Québec aux alentours de 1900

Située sur la rive Nord du fleuve Saint-Laurent, la ville de Québec est délimitée au tournant du siècle par le fleuve, par la rivière Saint-Charles et par une ligne qui joint les deux cours d'eau

(Laflamme, 2001). Au fil des ans, le territoire administratif de la ville s'agrandit régulièrement par l'annexion de divers secteurs limitrophes.

Le relief de la ville est escarpé et introduit une division entre la Haute-Ville et la Basse-Ville. La division géographique produite par l'escarpement découpe ni plus ni moins la population et coïncide avec la segmentation sociale: «les quartiers correspondent plus nettement qu'auparavant à une division géographique basée sur une hiérarchie sociale: tandis que la plupart des marchands, des professions libérales et des fonctionnaires habitent les hauteurs, le monde ouvrier, lui, reste dans la partie basse de la ville» (Hare et al., 1987: 278). Effectivement, les ouvriers de Québec et leur famille s'entassent à proximité de leur travail dans les quartiers de Saint-Roch et Saint-Sauveur, qui regroupent plus des deux tiers de la population (Hare et al., 1987; Larocque, 1970), alors que la Haute-Ville demeure le privilège de l'élite (Hare et al., 1987: 279). De même, certains affirment que le paysage urbain devient, au cours du siècle, de plus en plus polarisé entre riches et pauvres (Linteau et al., 1989: 209-210). En somme, les caractéristiques topographiques tracent les frontières sociales de la ville.

Pour la ville de Québec, le tournant du siècle est caractérisé par l'expansion de l'industrie manufacturière. La confection de vêtements, les industries de la fourrure, du tabac, du bois de construction, du papier, de l'imprimerie, des brasseries et de l'alimentation sont bien implantées dans l'agglomération urbaine de Québec. Maintenant favorisée par la modification du réseau de transport ferroviaire et fluvial, la ville de Québec est relativement bien positionnée dans l'axe industriel nord-américain. La Basse-Ville, essentiellement le quartier Saint-Roch, voit s'installer la plus grande partie des établissements commerciaux et industriels de la ville. Dès lors, apparaissent les premiers magasins à rayons tels que Laliberté, Latulippe, etc. La capitale provinciale constitue donc, à cette époque, un centre industriel et commercial d'importance (Larocque, 1970).

Puisqu'elle comprend la plus grande partie des manufactures, la Basse-Ville regroupe également une bonne part des citoyens. La reconstitution géographique du secteur manufacturier à Québec démontre qu'une grande proportion des industries est située dans la Basse-Ville. En effet, plus de 182 des 259 industries localisées dans la ville de Québec en 1901 se retrouvent dans ce secteur. Les berges de la rivière Saint-Charles abritent plusieurs fabriques, tandis que le quartier Saint-Roch accueille principalement les industries reliées au secteur de la chaussure (Larocque, 1970). La population ouvrière y habite également puisque les possibilités de déplacement entre le lieu de travail et le lieu de résidence sont relativement limitées. Conséquemment, «en plus des disponibilités portuaires et ferroviaires, la présence d'une main-d'œuvre abondante dans ce

secteur de la ville a peut-être joué un rôle déterminant dans la localisation des industries» (Laroque, 1970 : 20).

Figure 1 Carte de la ville de Québec, 1892



Source : Cousin, Paul (1891). Plan of the city of Quebec and environs. Bibliothèque Nationale du Québec. G 3454 Q4P33 1896 M361 CAR

2.3 Habiter les quartiers ouvriers de Québec

La Basse-Ville est composée de quartiers essentiellement ouvriers, tandis que la Haute-Ville, affublée d'un caractère plus prestigieux, est habitée par les couches plus aisées de la population. Il semble alors que «les différences au niveau social correspondent à celles du niveau topographique, et qu'habiter la Haute-Ville ou la Grande-Allée confère une certaine supériorité» (Routhier 1900, dans Laroque, 1970 : 27).

Le ralentissement de la construction résidentielle en Basse-Ville, résultant de la saturation de l'espace disponible, entraîne un certain accroissement de la densité des quartiers ouvriers. Les habitations sont petites et réparties sur un espace restreint. Il appert alors que les logements de la Basse-Ville sont les plus contigus de l'agglomération urbaine de Québec (Laroque, 1970). De

fait, les logements des districts Québec-Centre et Québec-Ouest¹ comportent habituellement entre 6 et 10 pièces, tandis que la moyenne des pièces des logements de la Basse-Ville est de 4.

Cette caractéristique est une conséquence directe de la faiblesse des revenus ouvriers, puisque la majorité de ceux-ci ne pouvaient être propriétaires de leur logement. Ainsi, à l'instar de Montréal, nous pouvons avancer l'hypothèse qu'une bonne partie des ouvriers habitaient des logements loués. Copp (1978) décrit ces logements comme étant encombrés, sales et de petites dimensions. L'augmentation du loyer, résultant en partie d'une plus grande demande suite aux nombreuses vagues d'immigration européenne et des régions rurales du Québec, fit en sorte que certaines familles partagèrent un même appartement. Selon Gossage (1995), ce sont principalement les classes laborieuses qui adoptaient cette stratégie résidentielle. Plus spécialement, les familles qui vivaient dans cette situation étaient généralement récentes et n'avaient d'ailleurs pas encore donné naissance à leur premier enfant.

L'ensoleillement restreint, la stagnation de l'air, l'humidité et les constructions érigées sur d'anciens dépotoirs caractérisent l'endroit. Les rues de la Basse-Ville sont étroites, sales et boueuses en raison des inondations causées par les pluies et les eaux de ruissellement qui dévalaient la pente menant de la Haute-Ville à la Basse-Ville. De même, l'absence d'un système efficace et réglementé de collecte des ordures entraîne certains problèmes. Bien que le règlement municipal oblige de nettoyer sa cour au moins une fois par année, le dépotoir municipal, situé au nord du quartier Saint-Roch, n'est pas systématiquement utilisé. Plusieurs citoyens transportent leurs déchets sur les quais de la rivière Saint-Charles, où ils sont utilisés en guise de remblai. Qui plus est, la présence de fumier abondant complique la situation. Les nombreux chevaux, surtout en Basse-Ville où les marchands et les charretiers abondent, semblent en être la cause. Laroque (1970), citant les archives de la ville de Québec, rapporte :

«Dans Saint-Roch, dans Saint-Sauveur et dans la Basse-Ville commerciale, partie moins privilégiée, les cours sont, pour une bonne moitié, étroites, humides et mal aérées; le sol, recouvert ou non par un pavage, paraît infiltré par les purins ou par les jus de déchets qui y ont été déposés. Ces liquides y sont même stagnants parfois» (Laroque, 1970 : 39).

Les fosses d'aisance fixes sont nombreuses à Québec et posent des problèmes de salubrité. Principalement installées près des habitations, les fosses d'aisance fixes contribuent également à souiller le sol des cours. Pourtant, à partir de 1893, les propriétaires de maisons sont obligés d'installer des toilettes à eau partout où les services d'eau et de drainage existent. Sous la

¹ Ces deux districts recouvrent pour l'essentiel le territoire de la Haute-Ville de Québec

pression de l'administration municipale, 412 fosses d'aisance fixes sont alors éliminées ainsi que 100 latrines situées au-dessus des boîtes à fumier et 52 latrines situées sur galerie, tandis que 921 toilettes à chasse d'eau sont installées. En conséquence, en 1903, la majorité des ouvriers disposent de cabinets d'aisance bien drainés à domicile (Laroque, 1970). Or, il faut toutefois souligner que les déficiences du système d'égout freinent les effets desdits progrès. Il semble que les égouts de la ville, aménagés sur une pente raide depuis la Haute-Ville jusqu'en Basse-Ville, se dirigent vers la rivière Saint-Charles. Cette canalisation reçoit, d'une part, l'eau de la pluie et, d'autre part, les eaux usées. Sans système de filtration efficace, le débit de la rivière ne parvient pas à diluer adéquatement les rejets du système d'égout. Ainsi, «les déchets répandus en nappes sur le rivage vont régulièrement vicier l'atmosphère dans différents quartiers, suivant la direction du vent» (Laroque, 1970 : 45).

Dans ces conditions, les maladies diarrhéiques se trouvent à constituer une partie importante de la mortalité infantile. Ce type de maladie est régulièrement fatal en milieu urbain. Il tue près de 10 % des enfants de moins d'un an à la ville, alors qu'à la campagne, 1,5 % des enfants en meurent. «Dans la capitale provinciale, le taux de mortalité infantile reste d'ailleurs inversement proportionnel à l'élévation topographique des différents quartiers» (Laroque, 1970 : 61).

La principale amélioration apportée dans le cadre de l'environnement sanitaire semble être la disparition des fosses d'aisance et des puits de surface entre 1890 et 1910. Ainsi, dans un contexte d'urbanisation et de densification du milieu urbain, la «proximité» fréquente est régulièrement considérée comme l'une des causes principales de la mortalité infantile par maladies infectieuses entériques. De fait, les déchets des fosses d'aisance contaminent les eaux de surface des sols limitrophes.

Cependant, il faut souligner que les puits de surface se sont marginalisés suite à la réalisation de l'aqueduc vers 1850 (Larocque, 1970). Malgré ces changements, d'aucuns ont noté une hausse de la mortalité par maladies dites «diarrhéiques» durant la même période (Gage, 1993; Woods et al., 1989; Guérard, 2001).

Néanmoins, l'idée que l'eau de l'aqueduc représente une amélioration de l'environnement sanitaire, puisque cette eau serait plus saine que celle des puits, est contestée. Selon Guérard (2001) et ce, pour la ville de Trois-Rivières, l'aqueduc municipal prend sa source dans la rivière Saint-Maurice, tandis que la prise d'eau est située près des décharges d'égout, sur le bord de la berge. En 1907, l'eau de l'aqueduc est donc considérée par les autorités sanitaires trifluviennes de l'époque comme «insalubre, polluée et dangereuse pour la santé publique» (Guérard, 2001 : 242). Il est possible qu'une situation similaire ait prévalu dans la ville de Québec à cette époque.

La tuberculose sévit également davantage dans les villes, bien qu'elle se propage surtout parmi la population adulte. Le milieu du travail favorise le développement de maladies comme la tuberculose, à l'instar de l'environnement domiciliaire et de la densité des quartiers de la Basse-Ville. Ainsi, la maladie a comme principales conséquences d'instaurer un état d'infériorité physique et de conduire à une incapacité de travailler. En l'absence d'un filet social ou familial adéquat, connaître une période d'inactivité professionnelle pouvait entraîner des conséquences tragiques sur les membres à charge d'une famille.

Par ailleurs, les maladies épidémiques frappent plus particulièrement les quartiers Saint-Roch et Saint-Sauveur, notamment en raison du manque d'aération qui est liée à la promiscuité des lieux, mais également de la malpropreté des logements. De plus, les familles pauvres ne peuvent avoir recours à une infirmière privée. Or, dans cette situation, ce type de tâches se trouve habituellement exécuté par la mère. Elle doit s'occuper de ses enfants et effectuer les nombreuses tâches domestiques en même temps. De plus, lorsque la maladie frappe le pourvoyeur de la famille, la femme est parfois contrainte de subvenir à elle seule aux nombreux besoins du ménage.

Copp (1978) établit une relation de cause à effet entre les bas salaires, les logements insalubres et le taux de mortalité. De fait, pour la ville de Montréal, «le taux de mortalité dans les quartiers ouvriers surpeuplés demeura deux fois plus élevé que dans les quartiers bourgeois» (Copp, 1978 : 97). Il est possible que ces conclusions soient applicables à la ville de Québec. Puisque les conditions de vie qui prévalaient dans ces quartiers sont intimement liées à la main-d'œuvre ouvrière, nous présenterons brièvement celle-ci à la partie suivante.

2.4 La main-d'œuvre ouvrière

«Le prolétariat en puissance des futurs centres industriels, le vaste réservoir de main-d'œuvre à bon marché et non qualifiée des régions rurales offrait aux capitalistes de l'époque la force de travail nécessaire à la mise sur pied de fabriques ne requérant que des investissements réduits et de nombreux ouvriers» (Harvey, 1978 :27).

Les investissements pour la ville de Québec se font essentiellement dans l'industrie légère, particulièrement le textile, le cuir, le tabac et le vêtement. Par ailleurs, les nouvelles machineries n'exigent pas de qualifications spécifiques et réduisent sensiblement l'effort physique demandé aux travailleurs. Cette caractéristique contribua certainement à ouvrir les portes des

manufactures aux femmes et à leurs enfants. Ainsi, la mécanisation entraîna une réduction des salaires, une baisse dans la qualité de la main-d'œuvre et l'éclatement des métiers traditionnels.

La durée d'une journée de travail était habituellement de 10 heures par jour, alors que la semaine durait 6 jours. Harvey (1978) établit le salaire minimum quotidien à 9\$ pour permettre à un homme de subvenir aux besoins de sa famille. Or, la moyenne des salaires versés aux employés de fabriques de tabac, de cigares et de coton était inférieure au minimum vital.

La main-d'œuvre bon marché est constituée essentiellement de Canadiens français et d'Irlandais. D'une part, la rivalité engendrée par la division linguistique du prolétariat produit des groupes antagonistes qui jouent l'un contre l'autre, principalement chez les Irlandais et les Canadiens français. D'autre part, les postes de direction et de gérance sont occupés majoritairement par les anglophones, généralement des Anglais et des Écossais. «Au niveau de l'emploi proprement dit, cette discrimination tacite se traduit par une préférence accordée aux anglophones pour les emplois les plus rémunérateurs, tandis que les francophones sont recherchés pour leur docilité et leurs faibles exigences salariales» (Harvey, 1978 : 206). En conséquence, il est probable que le clivage engendré par la structure de l'emploi se traduise par des inégalités quantitatives en matière de mortalité. Il importe toutefois de signaler que la «franco-canadianisation» de la ville de Québec est déjà grandement avancée en 1901 puisque près de 85 % de la population est d'origine canadienne française.

Fleury (2004) a clairement démontré que les transformations économiques qu'a connues la ville de Québec au cours de la seconde moitié du 19^e siècle ont mené à des changements importants sur le marché du travail. D'une part, ce dernier a noté une augmentation sensible du taux d'emploi des femmes, et ce, plus spécialement dans la Basse-Ville de Québec. D'autre part, tandis que le déclin des activités portuaires provoquait une baisse importante du nombre d'emploi d'ouvriers peu qualifiés chez les hommes, Fleury (2004) constate également que le départ de nombreux anglophones génère une pénurie de main-d'œuvre dans les emplois «supérieurs». Dans ces conditions, les Canadiens français en profitent pour intégrer ces catégories d'emploi, malgré qu'ils y demeurent encore largement sous-représentés. En fait, la connaissance de la langue des affaires, c'est-à-dire la langue anglaise, était particulièrement déterminante.

Le travail des femmes est, semble-t-il, assez fréquent. Laroque (1970) affirme que lors de la grève de la chaussure à Québec, en 1901, 1 115 employés sont des femmes contre 2 390 hommes. Ainsi, un peu plus de 30 % des employés de ce secteur sont des femmes. Cependant, il est établi qu'une fois mariées, les femmes quittaient habituellement la manufacture. En fait, c'est lorsque le chef de famille n'avait pas un revenu suffisant pour faire vivre les siens que ses

enfants, et parfois la mère, devaient, par leur travail, compléter le revenu familial. Or, la présence sur le marché du travail d'une main-d'œuvre considérable d'enfants et de jeunes filles contribuait justement à maintenir les salaires des hommes au plus bas niveau (Copp, 1978: 45). Une autre hypothèse consiste à dire que la présence des femmes sur le marché du travail, comme celle des enfants, résulte plutôt d'un besoin de main-d'œuvre non spécialisée pour effectuer les tâches routinières, que d'une contrainte engendrée par le faible salaire touché par les pères de famille. Chose certaine, du côté des employeurs, on était heureux d'accueillir les femmes des classes ouvrières dans sa fabrique, puisqu'elles exigeaient généralement un salaire moindre que celui octroyé aux hommes.

Le temps passé par les enfants à travailler dans les fabriques réduit le temps qu'ils passent sur les bancs d'école. Alors que le système scolaire québécois devait offrir la possibilité à tous les enfants d'apprendre à lire et à écrire, les enfants de la classe ouvrière étaient souvent privés d'instruction (Copp, 1978). En effet, l'accès à l'école primaire était limité dans certains quartiers, alors que la qualité de l'enseignement qui y était dispensé variait d'un établissement à l'autre. Qui plus est, l'instruction n'est pas très répandue dans les quartiers ouvriers. De même, la situation qui prévalait dans les fabriques ne favorisait pas la fréquentation scolaire des enfants. En fait, «les impératifs financiers de la famille obligeaient les jeunes à travailler à l'âge où ils auraient pu fréquenter l'école primaire. On connaît le cas de ces apprentis-cigariers projetés sur le marché du travail à l'âge de 10 ans à peine» (Harvey, 1978 : 185). Dans ces conditions, une partie importante de la population, plus spécialement les classes laborieuses, se retrouve écartée du système d'éducation. Il faut toutefois noter que cette situation est intimement liée au contexte familial (Marcoux, 1999). Les salaires particulièrement bas et l'insécurité financière généralisée contraignent les parents à faire travailler les enfants afin d'arriver à joindre les deux bouts. «Le système de solidarité des familles agricoles traditionnelles semble avoir été transposé en bloc dans la fabrique» (Harvey, 1978 : 186). Dans cette perspective, l'enfant constitue un supplément de revenu appréciable, compte tenu des maigres salaires de l'époque. Il faut toutefois souligner qu'en sortant de l'école, ces jeunes ne trouvent que des emplois peu reluisants, peu rémunérateurs et qui n'exigent aucune qualification. Du même coup, ils contribuent à la reproduction de certains traits généraux du travail industriel en régime capitaliste. Dans une perspective plus large, nous pouvons y voir le procès de reproduction d'une culture de la classe ouvrière qui contribue, bien malgré elle, à générer une main-d'œuvre bon marché pour renouveler de manière insidieuse les hordes de travailleurs sous-qualifiés. Par ailleurs, comme les niveaux de mortalité infantile sont intimement liés au niveau d'éducation des parents, la sous-scolarisation observée chez les classes ouvrières n'augure rien de bon pour leurs enfants.

2.5 Santé et mortalité des enfants : les objectifs de la recherche

Avec la reconnaissance croissante du rôle de la santé publique, les autorités québécoises mettent en place le Conseil d'Hygiène Provincial en 1887. De même, suite à l'implantation progressive de diverses mesures législatives, les principales bases d'encadrement politique du domaine de la santé sont jetées. Sous la pression exercée par l'accroissement des populations urbaines, la médecine se spécialise, tandis que les institutions hospitalières se multiplient. Parallèlement, les diverses normes de salubrité se formalisent, structurées par la mise en place de mesures sanitaires.

Les médecins sont les premiers à décrire les répercussions de la détérioration des conditions de vie en milieu urbain. En effet, ils sont les «témoins des ravages produits par les maladies en milieu urbain, sensibilisés par leur pratique aux misérables conditions de vie d'une majorité de la population, ils s'interrogent sur les causes immédiates de l'insalubrité urbaine» (Deschênes, 1995: 115). Or, la détérioration des conditions de vie urbaine est grandement imputable à l'émergence du capitalisme industriel. En effet, l'industrialisation entraîne divers changements sur le marché du travail qui, à leur tour, transforment la société québécoise. Les conditions de travail dans les usines, qui prolifèrent à l'époque, sont pénibles. En outre, le nombre d'heures de travail par semaine est sensiblement élevé, tandis que les salaires sont relativement bas.

Les différences sociales de mortalité infantile ne peuvent être analysées indépendamment des mutations sociales et économiques des sociétés dans lesquelles elles se produisent. L'étude de l'évolution des niveaux de mortalité infantile dans la ville de Québec, en relation avec le processus d'industrialisation déjà bien enclenché au tournant du siècle, nous apparaît alors fortement captivante. D'une part, ce type de recherche n'a pas encore été réalisé pour la ville de Québec. En fait, à l'exception de la ville de Montréal, on connaît encore peu de chose sur les transformations sociodémographiques des populations urbaines du Québec au cours du 19^{ième} siècle (St-Hilaire et Marcoux, 2001). D'autre part, c'est également dans ce contexte d'urbanisation et d'industrialisation que la ville de Québec a connu de profondes modifications de ses paramètres démographiques. Ainsi, parallèlement à la quasi stagnation de sa population, la ville de Québec connaît, un peu avant la fin du siècle, une hausse graduelle de la mortalité et ce, après avoir connu une baisse généralisée de 1850 à 1870. (St-Hilaire et Marcoux, 2001).

Plus précisément, nous tenterons de démontrer si cette reconfiguration a influencé la mortalité des nouveau-nés de la ville de Québec au cours d'une période charnière de son histoire. Pour ce faire, nous mettrons l'accent sur le rôle de l'environnement socioéconomique, puisque les conditions dans lesquelles vivent les individus ont une influence considérable sur la survie des nouveau-nés. Dans cette perspective, les inégalités devant la mort seraient vraisemblablement

imputables à l'environnement malsain dans lequel les classes sociales inférieures vivent plus fréquemment. Il existerait donc une relation inverse entre les risques de décès et la hiérarchie sociale, qui se traduirait par des écarts de mortalité importants entre les catégories sociales. Ces écarts auraient atteint leur apogée vers la fin du 19^e siècle (Surault, 1979 : 51). Conséquemment, la problématique de la recherche repose alors sur la prémisse que certains déterminants socioéconomiques ont une incidence sur la mortalité infantile.

L'objectif général de cette recherche est donc d'examiner la relation entre diverses caractéristiques sociodémographiques et la survie des nourrissons en utilisant des données individuelles tirées de sources historiques. L'accès à des fichiers de données d'état civil offre la possibilité d'enrichir considérablement les informations recueillies de façon ponctuelle, comme celles du recensement canadien, grâce à des procédures d'appariements. Nous disposons alors de matériaux neufs qui offrent de grandes possibilités explicatives dans l'analyse de la mortalité infantile.

Nous posons l'hypothèse que la catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage a une incidence sur les taux de mortalité infantile. De fait, les probabilités de trouver la mort avant un an devraient s'accroître pour les nouveau-nés lorsque le chef du ménage occupe un emploi situé en bas de l'échelle, alors qu'une profession dans la classe «supérieure» devrait engendrer des effets inverses. D'autre part, nous supposons que le niveau d'éducation devrait influencer certains choix de consommation et de soins de santé relatifs à l'enfant et se répercuter sur les probabilités de survie des nourrissons. Enfin, nous estimons que la participation de la mère à des activités salariées révélera des effets négatifs sur les probabilités de survivre des jeunes enfants de la ville de Québec en 1900.

Puisque l'avènement du capitalisme industriel a transformé l'univers du travail de la population de la ville de Québec en 1900 et la ville de Québec a connu une hausse générale de la mortalité au tournant du siècle, nous nous demanderons si la diffusion généralisée du travail salarié s'est répercutée de manière variable sur les taux de mortalité infantile. En d'autres termes, nous tenterons de répondre à la question suivante : ***quels rapports y a-t-il entre les changements structurels de l'économie de la ville de Québec et la mortalité infantile ?***

Le cadre conceptuel sur lequel reposeront les analyses des principaux déterminants de la mortalité infantile s'inspire des travaux de Mosley et Chen (1984) qui ont élaboré un modèle de déterminants ***proches*** et de facteurs ***indirects***. Ce modèle devra toutefois être ajusté afin de répondre aux besoins de notre travail et sera présenté au quatrième chapitre. Pour l'instant, nous présenterons la méthodologie sur laquelle se base nos travaux.

CHAPITRE 3

MÉTHODOLOGIE DE LA RECHERCHE

Traditionnellement, les sciences sociales ont orienté les recherches portant sur la mortalité infantile sur l'association entre le statut socio-économique et les modèles de mortalité. Par exemple, les relations entre la catégorie socioprofessionnelle, l'éducation des parents et la mortalité infantile furent régulièrement mesurées. D'un autre côté, dans une partie importante des recherches historiques récemment menées au Québec, les influences de l'appartenance socioprofessionnelle ont souvent été occultées parce que les chercheurs se sont concentrés presque inlassablement sur les différences ethnolinguistiques ou religieuses à l'échelle agrégée, en posant généralement le postulat que la segmentation professionnelle suivait vaguement les frontières tracées par les regroupements ethnolinguistiques. C'est dans cette optique que de nombreuses études ont comparé divers taux entre catholiques francophones, protestants anglophones et Irlandais catholiques à Montréal, en délaissant, pour un temps, certaines caractéristiques professionnelles de ces populations. Ici, l'idée générale serait plutôt d'analyser la mortalité infantile chez les Canadiens français de la ville de Québec en 1901 à la manière dont Gossage (1999) a analysé les effets de l'industrialisation sur la formation des ménages à Saint-Hyacinthe, dans l'objectif de faire ressortir les facteurs socioéconomiques et ainsi éviter le piège de l'ethnicité. Ce point est relativement important, puisqu'il permet de revisiter l'idée générale selon laquelle la mortalité infantile serait en partie imputable à d'aucunes caractéristiques culturelles des Canadiens français, plus spécialement liées à l'allaitement des nourrissons ou encore à l'espacement des naissances (Thornton et Olson, 2001). Ainsi, les différences devraient alors être perçues non pas comme simplement culturelles, mais produites par diverses dynamiques liées à l'exploitation économique dans un contexte de transformations sociales.

3.1 Les sources des données utilisées

La population retenue dans le cadre de la présente recherche est constituée de l'ensemble des individus catholiques et canadiens français de la ville de Québec nés vivant entre le 1^{er} janvier 1899 et le 31 décembre 1900. Ainsi, les nourrissons dont les familles sont demeurées dans la ville de Québec jusqu'au recensement mené en avril 1901 ont été repérés.

Dans le but d'identifier tous les enfants nés sur le territoire de la ville de Québec au cours de la période mentionnée, nous avons consulté l'ensemble des registres de baptêmes de la ville, informations colligées par le Programme de recherche «Population et Histoire Sociale de la Ville

de Québec» (PHSVQ). Parallèlement à cette opération, nous avons utilisé l'ensemble des renseignements disponibles parmi les nombreux registres de la ville de Québec afin d'en extraire les décès de nourrissons âgés de moins d'un an². Le recensement nominatif de 1901 pour la ville de Québec a été colligé de manière informatique par les auxiliaires rattachés au Programme PHSVQ (Marcoux et al., 2003). Nous avons combiné les informations de ces registres aux individus venus au monde entre le 1^{er} janvier 1899 et le 31 décembre 1900 et qui étaient toujours vivants lors du recensement mené en avril 1901. Pour construire notre base de données, nous avons donc eu recours au couplage des données en associant cas par cas les décès des individus âgés de moins d'un an enregistrés dans les registres paroissiaux de 1900 aux individus recensés en avril 1901³.

L'une des limites imposées à ce type de recherche, qui en comporte plusieurs il va sans dire, repose sur la validation des données compilées. Thornton, Olson et Thach (1988) ont utilisé diverses sources connexes afin de sanctionner leur corpus de données. Ainsi, les rôles d'imposition de la municipalité de Montréal et les annuaires de 1858 et 1859 furent utilisés dans le but de déterminer si chacun des ménages retenus était bel et bien présent à Montréal entre 1858 et 1861. Ici, bien que des outils similaires eurent été disponibles, une telle démarche de validation n'a pas été effectuée. Soulignons toutefois que les travaux de Rachel Boulianne⁴, qui utilise ce type d'opérations, ont donné des résultats très satisfaisants et ont ainsi confirmé, en partie du moins, la validité de notre corpus de données.

Il nous faut également préciser une dernière chose. À la suite des difficultés relatives aux différentes pratiques baptismales des communautés ethnolinguistiques de Montréal, plus spécialement celles des anglo-protestants, Thornton, Olson et Thach (1988) ont été conduites à intégrer certains enfants décédés avant d'avoir atteint l'âge d'un an et pour lesquels les auteurs ne possédaient pas d'extrait de naissance. Néanmoins, dans la mesure où nous disposions d'un corpus de données assez robuste quant à la validité des informations qui y sont consignées, nous n'avons pas directement intégré les renseignements relatifs aux registres des naissances.

Qui plus est, dès les années 1700, Lalou (1990) avance que, pour les catholiques, la rédaction d'un acte de sépulture d'un nourrisson méritait la même application que celle réservée à la transcription d'une personne d'âge adulte, connue et estimée de tous. Ainsi, sous l'influence de la croissance de l'encadrement religieux au Québec, une amélioration de la qualité des registres paroissiaux est notée par Lalou (1990), de même qu'une bonification générale des informations

² Informations encore une fois colligées par le Programme PHSVQ.

³ Les étapes qui ont mené aux jumelages des données sont présentées à l'annexe 1.

⁴ Rachel Boulianne est étudiante à la maîtrise au département de géographie de l'Université Laval. Son mémoire de maîtrise porte sur la segmentation géographique de la mortalité infantile

contenues dans les registres de décès. Enfin, il faut souligner que «la qualité des registres catholiques est unanimement jugée exceptionnelle, alors que les registres protestants sont moins réputés» (Thornton, Olson et Thach, 1988 : 306). Dans ces conditions, en limitant notre étude à la population canadienne française de la ville de Québec, nous nous assurons d'un corpus de données d'une validité autant exceptionnelle que le sont les registres catholiques.

3.2 Saisie des données manuscrites du recensement et jumelage

Chaque décennie depuis 1871, le Bureau fédéral de la statistique du Canada réalise une vaste entreprise de dénombrement de la population canadienne. À ce titre, le recensement de 1901 est le quatrième effectué depuis la proclamation de l'Acte de l'Amérique du Nord britannique en 1867. Cette tâche est réalisée sous l'égide du ministère de l'Agriculture et a pour principal objectif de «déterminer le nombre des habitants en vue de rajuster la représentation au Parlement» (Blue, 1902 : xi).

Le recensement de 1901 a été accompli à partir du 1^{er} avril 1901. Le temps alloué pour le dénombrement était généralement de 30 jours. Pour ce qui est de la ville de Québec, le recensement a débuté le 1^{er} avril 1901 et s'est achevé au cours des premières semaines du mois de mai 1901 (Laflamme, 2000).

Ce recensement, beaucoup plus riche que les recensements antérieurs, comportait 561 questions réparties en 11 sections. Dans le cadre de notre étude, seul le premier tableau nous intéresse, étant donné qu'il renferme les informations relatives aux caractéristiques sociodémographiques de la population. Cette section est divisée en 34 questions, qui se rapportent au nom et prénom, au sexe, à l'état civil, à la relation avec le chef de ménage, à l'âge et la date de naissance, à la citoyenneté, à la nationalité, à la religion, à la profession, à l'occupation ou au métier, aux sources de revenu, au lieu et au temps de travail, aux revenus, à la fréquentation scolaire, à la capacité à lire et à écrire en français et en anglais, à la langue maternelle, ainsi qu'aux infirmités de chaque personne vivante (Laflamme, 2000).

Les informations saisies par les recenseurs ont été compilées et présentées sous la forme de données agrégées contenues dans quatre volumes publiés entre 1902 et 1906. Toutefois, ce n'est qu'en 1993, après 92 ans d'inaccessibilité compte tenu de la confidentialité des informations personnelles qui y étaient consignées, que la possibilité de consulter ces données reproduites sur microfilms a été octroyée.

En raison de l'excellente lisibilité et des nombreux points concordant entre les registres et les données nominatives du recensement, l'appariement des données extraites des registres de

décès s'est réalisé sans difficulté majeure et offre, dès lors, des résultats concluants. Cependant, pour mener à bien cette opération et comme pour Thornton, Olson et Thach (1988), «les chercheurs ont dû exercer une imagination débordante pour concevoir toutes les orthographes et altérations possibles des noms et, par la suite, manifester un scepticisme rigoureux en vue de déterminer si telle famille recensée était bien celle de l'enfant inscrit dans le registre». Soulignons au passage que les décès chez les individus de moins d'un an constituent 45 % de l'ensemble des décès survenus en 1900 pour la ville de Québec (voir tableau 3). Conséquemment, 987 décès d'enfants âgés de moins d'un an se sont produits sur le territoire de la ville de Québec en 1900 et étaient susceptibles d'être intégrés aux analyses qui suivront.

Tableau 3.1
Décès de 1900 pour la ville de Québec selon le groupe d'âge

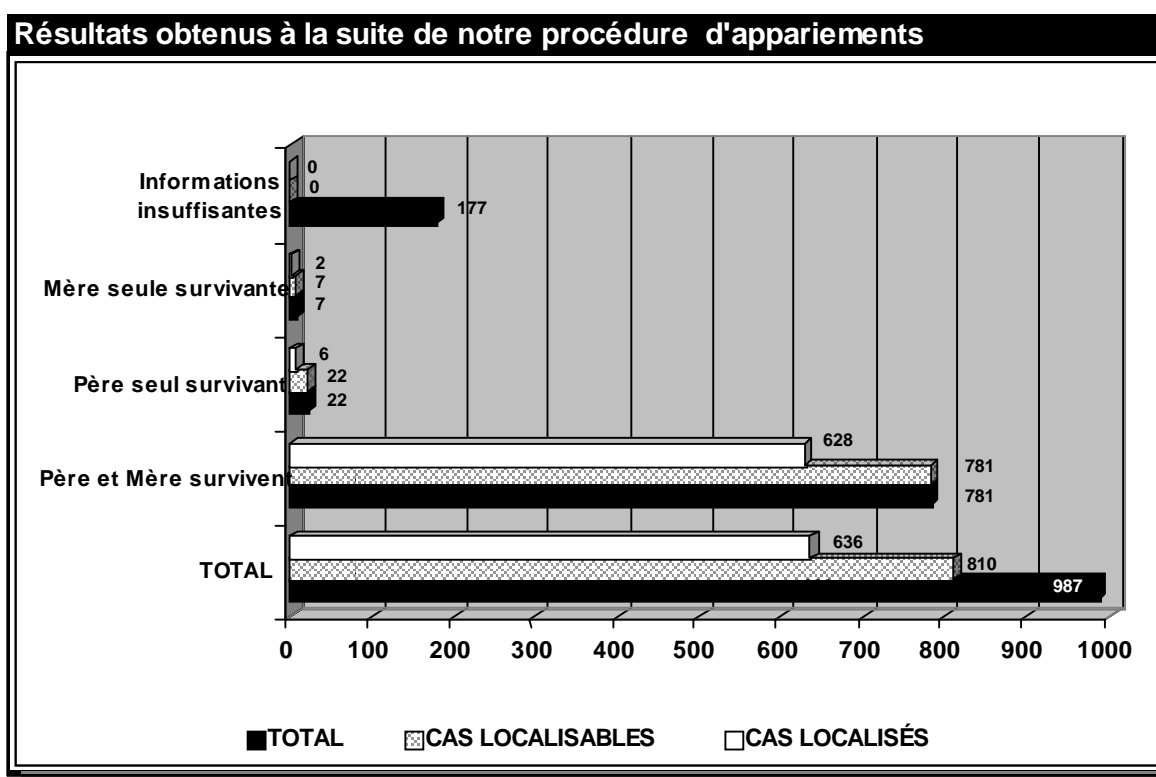
Âge du décès	Nombre de décès	Pourcentage
Moins de 1 an	987	45,7
1 à 5 ans	339	15,7
6 à 10 ans	49	2,3
11 à 19 ans	51	2,4
20 à 29 ans	106	4,9
30 à 39 ans	91	4,2
40 à 49 ans	78	3,6
50 à 79 ans	365	16,9
80 à 98 ans	95	4,4
Total	2161	100

Source : Données tirées de Blue, 1902

Cependant, certains individus n'ont pu être localisés parmi les données du recensement canadien de la ville de Québec de 1901. De fait, les individus dont les informations tirées des registres sont insuffisantes ont été mis de côté. Ainsi, un peu moins de 18 % des individus décédés en 1900 avant l'âge d'un an n'ont pu être jumelés à notre base de données, puisque les informations relatives aux parents n'étaient pas disponibles ou encore insuffisantes (177 cas). Cette limite, inhérente à l'utilisation de données historiques, repose sur la distinction introduite lors de la rédaction des registres entre les enfants légitimes et illégitimes. De fait, les membres des communautés religieuses chargés d'inscrire les informations dans les différents registres ont inscrit la majorité des enfants illégitimes, généralement nés hors mariage, comme étant nés «de parents inconnus». Ne pouvant alors associer les données de ces registres à nos informations tirées du recensement de 1901, l'exclusion de ces décès nous semblait la seule alternative possible.

Il faut toutefois noter que, dans les travaux menés par Thornton, Olson et Thach (1988), 96 % des enfants recueillis par les Sœurs Grises de Montréal décédèrent avant d'avoir atteint l'âge d'un an. Ces nourrissons représentaient alors environ 9 % des naissances et 30 % des cas de mortalité infantile. La majorité de ces enfants abandonnés l'étaient par des mères célibataires provenant de classes laborieuses et de pères occupant des emplois incertains sollicitant probablement une mobilité fréquente. L'analyse de ces décès aurait certainement été très intéressante.

Les résultats sont tout de même assez concluants. En effet, 636 décès survenus avant que l'individu ait atteint l'âge d'un an sont maintenant appariés à la base de données nominatives de la ville de Québec sur une possibilité de 810 cas. Nous possédons, dès lors, les renseignements relatifs aux ménages de ces derniers. Voyons alors si les données dont nous disposons maintenant sont valides.



Source : Bases de données de recensement de 1901 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

3.3 La validation des données à la lumière de différents paramètres

Nous consacrerons cette présente partie à la définition des méthodes employées pour nos calculs relatifs aux mesures de la mortalité infantile, mais également à certaines mesures basées sur différents paramètres pouvant contribuer à valider nos données. Ces mesures sont brièvement abordées puisqu'elles constituent, pour nous, une base de comparaison et de validation des résultats obtenus. Mesurer de manière adéquate la mortalité infantile nous permettra, par la suite, de comparer cette mortalité aux autres populations pour s'assurer de la validité de notre corpus de données. Nous pourrions également mettre à jour des taux de mortalité différentiels en fonction de diverses caractéristiques. De telles comparaisons peuvent ainsi dévoiler des similitudes ou des différences susceptibles de nous conduire à formuler ou reformuler nos hypothèses en matière de mortalité infantile.

Équation permettant de calculer le taux de mortalité infantile⁵ :

$$m_{1900} = \frac{D_{1900}}{N_{1900}}$$

Généralement, mesurer la mortalité infantile d'une population donnée consiste à calculer la proportion des enfants nés vivants qui meurent avant d'atteindre leur premier anniversaire. Ainsi, le nombre de décès d'enfants de moins d'un an survenus au cours d'une année donnée (D_t) est divisé par le nombre de naissances vivantes au cours de cette même année (N_t), tandis que le résultat est généralement reporté sur mille naissances. Le cadre d'une recherche à caractère historique demande divers ajustements, nous présenterons donc les lignes directrices qui ont guidé nos calculs.

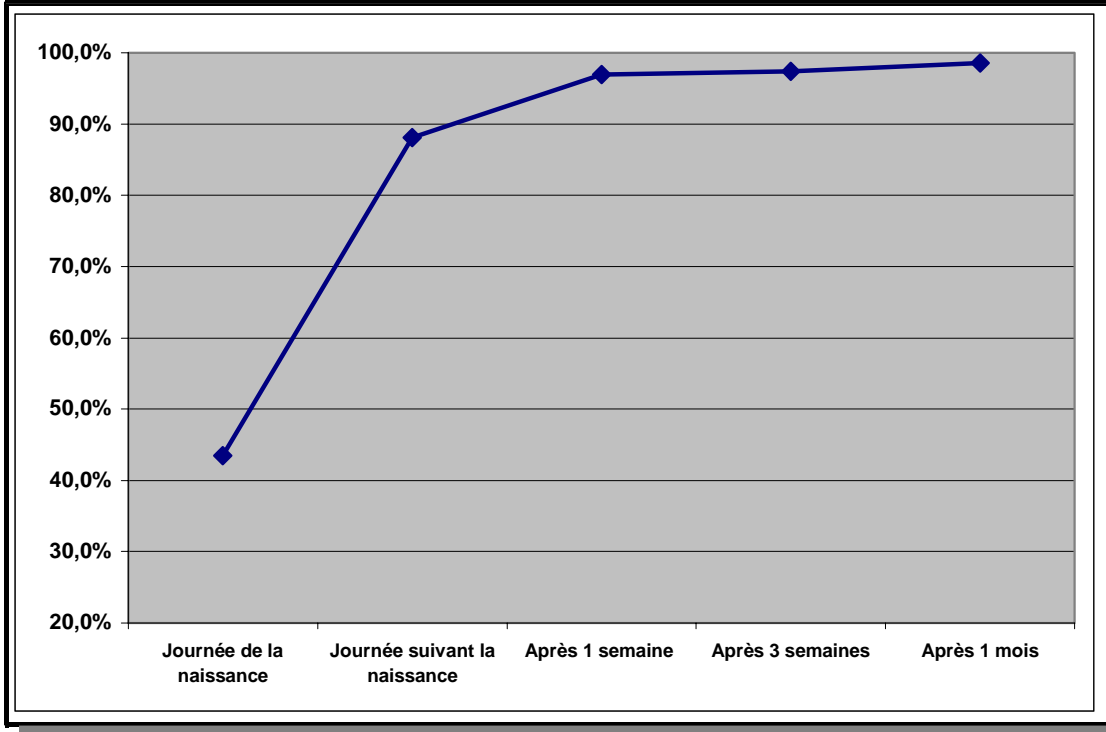
3.3.1 Estimer le nombre de naissances et les taux de mortalité infantile en 1900

Le nombre de naissances (N_{1900}), pour la ville de Québec en 1900, peut être calculé de deux manières. La première (*méthode A*) consiste à relever, dans les registres paroissiaux

⁵ Il nous faut noter que ce type de calcul introduit un biais dans la mesure de la mortalité infantile lorsque l'effectif des naissances n'est pas constant ou lorsque le calendrier et l'intensité de la mortalité infantile varient.

catholiques de la ville de Québec, l'ensemble des baptêmes canadiens français ayant été célébrés en 1900⁶. De ces baptêmes, nous ne retenons que ceux dont l'individu est né en 1900.

Figure 3
Pourcentages cumulés des baptêmes au cours des jours suivant la naissance
chez les canadiens français



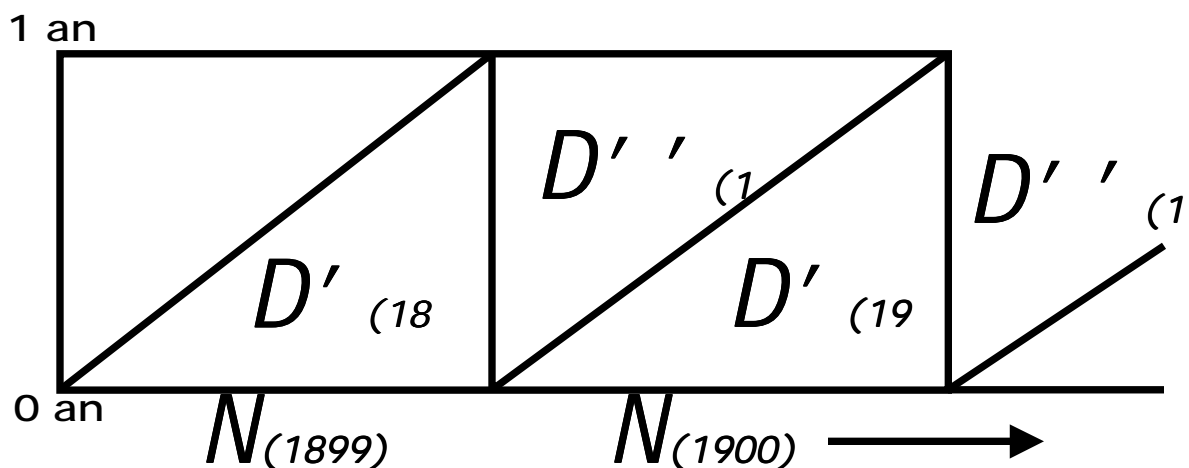
Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre des naissances 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

À partir de cette méthode, nous obtenons 2 494 naissances pour l'année 1900 sur le territoire de la ville de Québec. Toutefois, cette manière de faire engendre une série de difficultés. Tout d'abord, il faut noter que certains baptêmes ne sont pas célébrés lors des jours qui suivent la naissance d'un enfant. Plus spécialement, certains ont noté un décalage notable entre la naissance d'un nourrisson et la célébration de son baptême. Cependant, ce décalage est généralement observé chez les anglo-protestants et est considéré comme exceptionnel chez les Canadiens français. Il nous faudra tout de même garder cette nuance à l'esprit, puisque ce décalage pourrait potentiellement engendrer une sous-estimation des naissances. En effet,

⁶ Afin de ne sélectionner que les naissances des Canadiens français, nous avons exclu les baptêmes qui n'ont pas été célébrés dans des lieux de cultes canadiens français. Ainsi, les baptêmes célébrés dans les paroisses anglicane, presbytérienne, juive et méthodiste ont été éliminés de nos analyses. De même, les baptêmes célébrés dans la paroisse Saint Patrick's of Quebec city ont également été exclus.

certain nouveau-nés de 1900 ont probablement été baptisés en 1901. Malgré tout, soulignons que les possibilités de sous-estimation sont somme toute minimales, en raison notamment du faible écart entre la naissance et la célébration du baptême chez les Canadiens français. De fait, nous avons noté que 96,9 % des nouveau-nés canadiens français ont été baptisés au cours de leur première semaine d'existence (Figure 3).

Figure 4
Méthode du *double classement* de la mortalité infantile selon l'année de décès et l'année de naissance



La seconde méthode (**méthode B**) pour calculer les naissances consiste à additionner le nombre de décès des individus de moins d'un an nés en 1900 (D'_{1900}) aux individus nés entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre 1900 (N_{1900}) présents sur le recensement de 1901 de la ville de Québec. En s'appuyant sur les informations du recensement de 1901, 1 712 individus seraient nés en 1900. Pour avoir une bonne estimation, nous devons ajouter à ce nombre la somme des individus nés vivants en 1900 et décédés cette même année (D'_{1900}), à savoir 753 cas. Ainsi, en ajoutant ces 753 décès de moins d'un an, nous obtenons 2 465 naissances, soit 29 individus de moins que le résultat obtenu à l'aide de la méthode préalablement présentée. Cependant, à l'instar de la méthode précédente, quelques points doivent être soulevés. D'une part, cette différence notée peut être imputée aux individus nés en 1900 (N_{1900}) et décédés entre le 1^{er} janvier 1901 et le mois d'avril 1901 (D''_{1901} (Janvier-avril)), effectif que nous ne possédons. Cette caractéristique nous conduirait donc à sous-estimer le nombre de naissances en basant nos estimations sur les naissances tirées du recensement et les décès de 1900. Toutefois, en posant l'hypothèse que les paramètres **N** et **D** soient les mêmes en 1901 qu'en 1900, il faudrait ajouter 61 naissances à notre total pour prendre en considération (D''_{1901}), en ne retenant toutefois que les décès survenus au cours de la période allant de janvier à avril seulement. D'autre part, considérant que la ville de Québec fut une plaque tournante de la migration à

l'époque, les dernières évaluations sont susceptibles de biaiser les estimations des naissances pour l'année 1900. De fait, il est probable qu'une partie non négligeable des émigrants, généralement de jeunes familles, puisse avoir donné naissance à un enfant avant de venir s'installer dans la ville de Québec et que la naissance de cet enfant soit comptabilisé comme ayant eu lieu sur le territoire de la ville de Québec. En conséquence, les mouvements migratoires peuvent avoir pesé sur la comptabilité des naissances, mais aussi des décès. D'un côté, les émigrants accroissent le nombre de naissances et de décès alors que, de l'autre, les immigrants entraînent une diminution de ces deux paramètres. Puisque nos données ne nous permettent pas de mesurer l'impact des migrations dans nos calculs, nous poserons simplement l'hypothèse d'une répartition uniforme et équilibrée des migrations pour l'année 1900. Toutefois, il faudra garder à l'esprit que, pour une zone géographique de la taille de la ville de Québec, les importants flux migratoires du tournant du siècle ont possiblement induit des distorsions quant aux mesures effectuées. Par ailleurs, les résultats, somme toute assez similaires obtenus à partir de nos deux méthodes, nous permettent de croire que nos estimations sont raisonnablement fondées et justes.

Tableau 3.2
Taux de mortalité infantile mesuré à Québec en 1900 à partir de la méthode A

Naissances (1)	Décès (2)	(2)/(1) x100	Rapport de surmortalité masculine
2 494	940	37,9%	1,16

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre des décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

En effet, les taux⁷ de mortalité infantile présentés aux tableaux 3.2 et 3.3 sont, somme toute, assez semblables. À la suite des estimations réalisées à partir de la **méthode A**, nous estimons le taux de mortalité infantile en 1900 pour la ville de Québec à 379 décès sur mille naissances (tableau 5). Les estimations réalisées à partir de la **méthode B** donnent des résultats presque identiques à la première estimation. Ainsi, nous obtenons à l'aide de cette méthode, un taux de

⁷ Les taux font référence à la fréquence des événements et à la prévalence d'un événement donné. Généralement, un taux est estimé en calculant le nombre d'événements au cours d'une période donnée et en le divisant par la population à risque durant cette même période. Cependant, «le recours à ce terme ne se justifie que lorsqu'on mesure un processus dynamique, et non pour faire une description statique d'une population à une date donnée» (Pressat, 1979). Ainsi, puisqu'un ratio est la proportion entre un numérateur et un dénominateur qui sont liés (par exemple, le nombre de décès d'enfants de moins d'un an sur 1 000 personnes-années de moins d'un an dans une année donnée), le terme ratio serait plus approprié dans le cadre de la présente analyse. Malgré cela, nous garderons le terme taux de mortalité, afin d'utiliser les termes généralement employés dans la littérature scientifique.

mortalité infantile de 372 pour mille naissances (tableau 6), soit un peu moins que pour la méthode précédente.

Par ailleurs, le sexe des nourrissons engendre des différences importantes d'un point de vue génétique. Ces différences ont des conséquences notables sur les probabilités de décéder avant d'atteindre l'âge d'un an. Comme le note Pressat (1985), «il est généralement admis que la femme bénéficie de par sa constitution biologique, de meilleures chances de survie», bien que les facteurs génétiques ne suffisent généralement pas à expliquer les différences observées. Les résultats de nos analyses confirment, encore une fois, la robustesse de nos données. De fait, nous constatons que les décès de moins d'un an sont toujours inférieurs pour les individus de sexe féminin que pour l'autre sexe. Nous observons donc un rapport de surmortalité masculine relativement élevé à l'aide de la méthode A, de même que pour la méthode B.

Tableau 3.3
Taux de mortalité selon la méthode B

	Naissances (1)	Décès (2)	(2)/(1) x100
NÉS ENTRE 01/01/1900 ET LE 12/31/1900 ET PRÉSENTS 1901	1 712		
<i>Décédés en 1900, mais nés après le 31/12/1899</i>	753		
<i>Décès de moins d'un an en 1901, mais nés au cours de l'année 1900</i>	61		
TOTAL	2 526	940	37,2%

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre des décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

Les travaux réalisés par Thornton, Olson et Thach (1988) avaient permis de souligner l'importance de la mortalité infantile à Montréal au cours de la seconde moitié du 19^e siècle et ce, particulièrement pour les Canadiens français. En fait, dans une étude subséquente, ces auteurs ont observé que les taux de mortalité infantile des Canadiens français se situaient aux alentours de 250 décès pour 1 000 naissances en 1860 et de 230 décès pour 1 000 naissances en 1900 (Thornton et Olson, 2001). En 1914, le docteur Émile Nadeau (1915) estimait, quant à lui, le taux de mortalité infantile pour la ville de Québec à 240 pour 1 000 naissances. À l'époque, il affirmait : «Il est désolant de constater qu'en 1913, nous avons perdu 13 295 enfants au-dessous d'un an. Si nous ajoutons 1 167 mort-nés à terme, 1 228 décès dus à la naissance prématurée et 712 enfants ayant vécu moins de 24 heures, nous avons un total de 16 402 unités perdues. Il est bien inutile de soumettre la fibre utérine à un travail aussi gigantesque, pour engraisser nos

cimetières, en définitive» (Nadeau, 1915 : 292). Les estimations du taux de mortalité infantile réalisées par ces auteurs sont significativement inférieures à celle que nous venons d'effectuer. Or, il faut noter que les taux de mortalité infantile observés à Québec en 1915 par Nadeau (1915) sont sensiblement du même ordre que ceux constatés à Montréal 15 ans plus tôt par Thornton et Olson (2001). Il semble alors que la ville de Québec soit plus fatale pour ses nourrissons que ne l'était la ville de Montréal.

Tableau 3.4
Comparaison de la mortalité infantile pour certaines villes européennes et américaines vers 1915

	Décès de 0 à 1 an	
	% du total des décès	Mortalité infantile pour 1000 naissances
New-York	18.19	98
Chicago	17.92	102
Boston	17.00	104
Edmonton	36.63	90
Winnipeg	35.28	106
Toronto	24.74	-
Amsterdam	-	65
Stockholm	-	81
Copenhague	-	104
Londres	-	104
Édimbourg	-	106
Ville de Québec	44.83	240
Ville de Montréal	39.32	196
Can.-fran.¹	42.04	205
Autres catho¹	37.07	222
Protestants¹	31.23	170
Juifs¹	30.56	80

Source : Nadeau, 1915

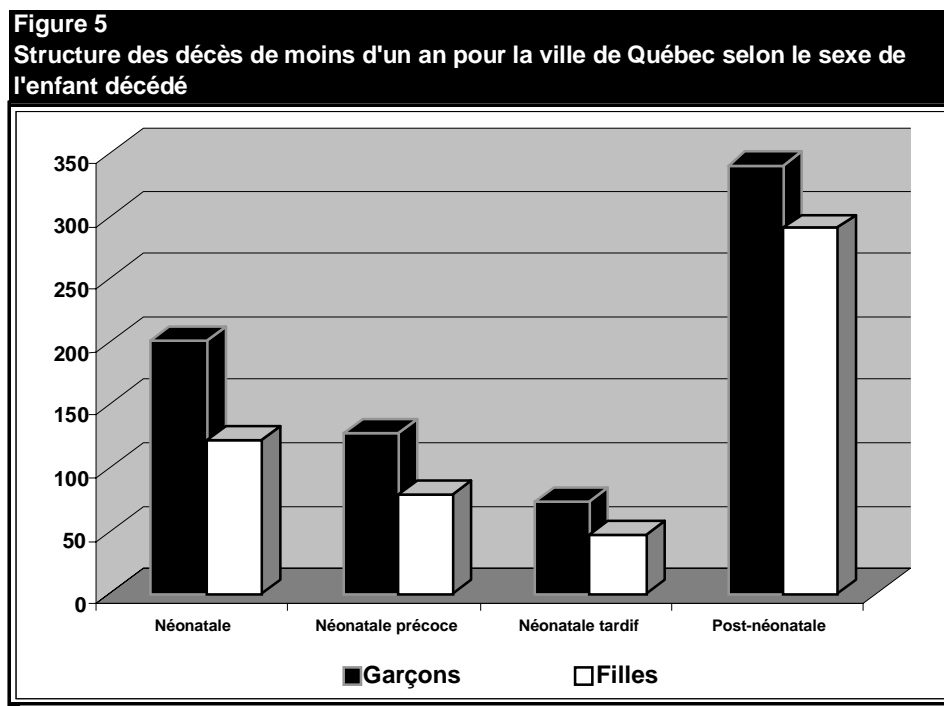
¹ Les résultats proviennent des données de la ville de Montréal pour 1914, alors que le taux de mortalité infantile se situait à 196 décès pour 1000 naissances vivantes.

Par ailleurs, la comparaison des taux observés à Québec par rapport à ceux constatés pour diverses villes européennes et nord-américaines, dévoile les désavantages relatifs à la survie des nourrissons de la ville de Québec, mais également la propension plus grande des Canadiens français à mourir au cours de leur première année de vie. En clair, hormis Montréal, les grandes villes nord-américaines et européennes présentent des taux de mortalité infantile significativement plus bas que ceux observés pour la ville de Québec. Conséquemment, à l'instar de Nadeau (1915), nous sommes tentés de soutenir que «notre bonne vieille ville, à l'exemple de Saturne, dévore ses enfants. Comme nous perdons 240 enfants, tandis que les immigrants de New-York, Chicago, ou St-Louis n'en perdent que 102, il nous faut douter de nos procédés de

conservation, puisque la vitalité de notre race, comme la femme de César, doit être à l'abri de tout soupçon» (Nadeau, 1915 : 281). La surmortalité des nourrissons de la ville de Québec étant démontrée, nous tenterons de valider les données dont nous disposons.

3.3.2 Validation de nos données à l'aide de la structure des décès

Les décès infantiles se répartissent inégalement durant la première année d'existence. Une partie importante desdits décès se produit au cours du premier mois, plus spécifiquement durant la première semaine, voire dès le premier jour d'existence. Par convention, ou par utilité, le taux de mortalité infantile est divisé en deux, à savoir un taux qui recouvre les quatre premières semaines après la naissance et un autre qui contient le reste des décès de la première année d'existence. Le premier groupe est nommé mortalité néonatale, alors que le second est qualifié de mortalité post-néonatale.



Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre des décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

La mortalité néonatale correspond au nombre de décès chez les enfants de moins de quatre semaines durant une année. Le nombre de décès d'enfants de moins de 28 jours pour une année est divisé par celui de naissances vivantes au cours de la même année et rapporté sur 1 000. Pour ce qui est de la mortalité néonatale précoce, on divise généralement le nombre de

décès chez les enfants de moins de sept jours pour une année par celui de naissances vivantes au cours de la même année, le tout multiplié par 1 000. Ensuite, la mortalité néonatale tardive se calcule en divisant le nombre de décès chez les enfants de 7 à 28 jours au cours d'une année par celui de naissances vivantes durant la même année, le tout rapporté sur 1 000. Finalement, la mortalité post-néonatale se calcule en divisant le nombre de décès chez les enfants de 29 à 365 jours durant une année par celui de naissances vivantes durant la même année, multiplié par 1 000.

Pour la ville de Québec, le taux de mortalité néonatal est de 14,5 % chez les garçons, alors que ce taux est de 10,1 % chez les filles. Du côté des décès post-néonataux, nous n'observons pas de différences significatives. Chez les garçons, le taux de mortalité post-néonatal est de 24,5 %, tandis qu'il se situe à 23,5 % chez les filles. À Montréal, Thornton et Olson (2001) notaient que 19,0 % des décès infantile des Canadiens français pouvait être catégorisé comme post-néonatal et 3,7 % comme néonatal en 1900. Nos données démontrent quant à elles des taux de mortalité néonatale substantiellement plus élevés que ce que Thornton et Olson (2001) avaient observé pour les Canadiens français de Montréal. En ne retenant seulement que la mortalité néonatale tardive, nos résultats dépassent tout de même ceux de Thornton et Olson (2001).

Tableau 3.5
Répartition et taux de décès néonataux et post-néonataux selon le sexe des individus décédés

STRUCTURE DE LA MORTALITÉ INFANTILE	GARÇONS	TAUX (G)	FILLES	TAUX (F)	TOTAL	TAUX (T)
Néonatale	193	14,5	117	10,1	342	13,7
<i>Néonatale précoce</i>	128	9,6	71	6,1	223	8,9
<i>Néonatale tardive</i>	73	5,5	46	4,0	119	4,7
Post-néonatale	325	24,5	273	23,6	598	23,9

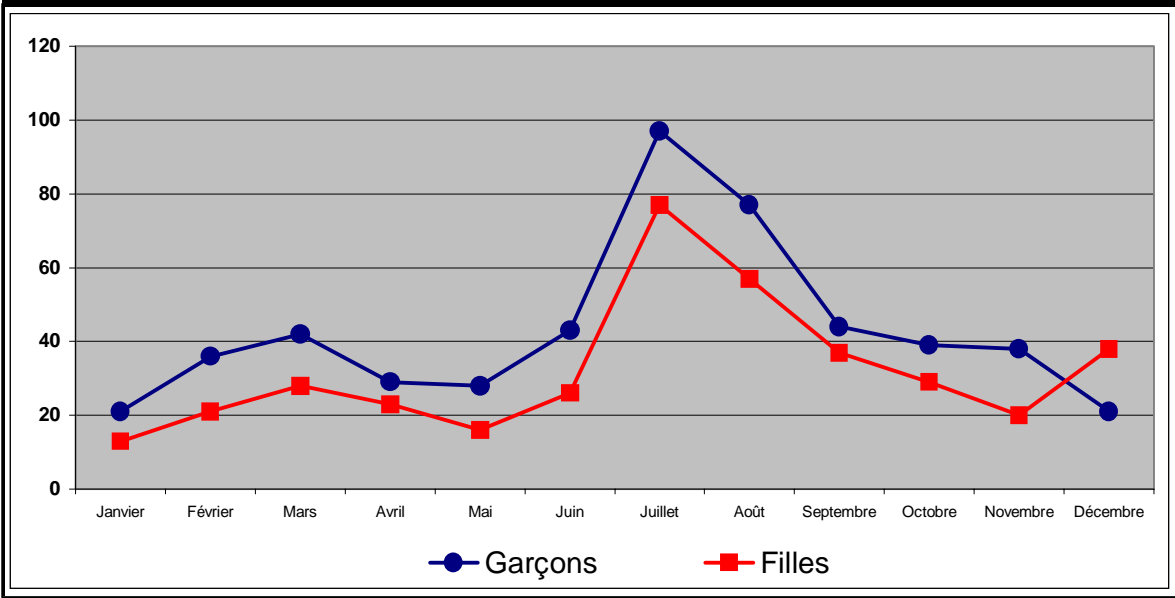
Source : Bases de données de recensement de 1901 et registres de décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

3.3.5 Saisons de la mort

Puisque la mortalité infantile est un phénomène très sensible aux conditions climatiques, la procédure de validation peut s'effectuer par l'examen de la saisonnalité des décès. La figure 6 illustre bien les conséquences néfastes des maladies diarrhéiques, affectant plus spécialement les tranches plus jeunes de la population pendant la saison estivale. La mortalité infantile résulte

certainement des conditions défavorables des familles canadiennes françaises, mais peut également être attribuable à une diarrhée de sevrage plus marquée au cours de la saison estivale et ce, dans les quartiers populaires (Olson et Thornton, 2001). Ainsi donc, en attendant la mise en place des gouttes de lait paroissiales et municipales au cours de la seconde décennie du 20^e siècle, c'est une véritable épée de Damoclès qui plane au-dessus des jeunes Canadiens français au cours de la saison estivale !

Figure 6
Saisonnalité de la mortalité de moins d'un an chez les Canadiens français selon le sexe pour la ville de Québec, 1901



Source : Bases de données de recensement de 1901 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

Il faut souligner que, deux siècles plus tôt et à l'échelle provinciale, la mortalité des nourrissons survenait principalement au mois de juin, notamment en raison des cycles agricoles et plus exactement en raison du rôle des femmes dans la production agricole, bien qu'en milieu urbain l'impact des saisons fut moins grand (Lalou, 1990). Par ailleurs, ce dernier met en évidence qu'une activité physique considérable à la fin de la gestation peut nuire directement au fœtus et provoquer un accouchement prématuré.

3.4 Conclusion

En théorie, le recensement a pour objectif un dénombrement exhaustif de la population en fonction de certaines caractéristiques. Toutefois, en pratique, le résultat obtenu n'est jamais

parfaitement conforme à la réalité, notamment en raison d'omissions et de double compte de la part des recenseurs. Par ailleurs, les nombreux contrôles effectués par Fleury (1999), nous permettent de croire que nos données tirées du recensement de 1901 sont particulièrement justes.

Les données relatives aux décès survenus en 1900 supportent les diverses validations que nous venons de leur faire subir. Ainsi, à l'instar de ce qui est généralement noté dans la littérature scientifique, nous observons une surmortalité masculine, une distribution habituelle de la structure de la mortalité infantile dans le contexte de l'époque et une saisonnalité qui varie en fonction des risques reliés aux conditions climatiques propres au territoire québécois.

Tableau 3.6
Répartition des individus décédés et vivants qui constituent notre corpus de données

	Groupe 1 (1899-1900)	Groupe 2 (1900)
Individus décédés	563	426
Individus vivants	2 971	1 703
TOTAL	3 534	2 129

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registres de décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

Dans l'optique de spécifier les caractéristiques pouvant augmenter les probabilités de décès des nouveau-nés de la ville de Québec en 1900, il nous faut définir les groupes qui seront comparés. D'emblée, il faut souligner que nous effectuerons nos analyses en deux temps. Ainsi, nous comparerons d'abord l'ensemble des nouveau-nés décédés avant l'âge d'un an en 1900 aux individus qui ont été soumis aux mêmes risques que ceux-ci. Conséquemment, puisque certains individus décédés en 1900 sont nés en 1899, il nous faut accepter dans notre groupe de comparaison l'ensemble des nourrissons nés en 1899. Cette manière de faire engendre toutefois certaines difficultés. D'une part, nous ne disposons pas des individus nés et décédés en 1899. D'autre part, les informations relatives aux nouveau-nés décédés en 1901, mais nés en 1900, ne sont pas disponibles. Il faut donc garder à l'esprit que cette méthode sous-estimera alors les probabilités de décéder de nos nourrissons, puisqu'elle comprend au dénominateur les survivants des cohortes nées en 1899 alors que le numérateur ne prend pas en considération les enfants nés en 1899 et qui sont décédés au cours de cette année, à l'instar des individus nés en 1900 mais décédés en 1901.

La seconde analyse portera quant à elle exclusivement sur les individus nés en 1900. Cette méthode nous permettra de restreindre nos analyses sur un groupe d'individus qui ont connu des risques similaires. Encore une fois, nous renonçons aux nourrissons nés en 1900 et décédés en

1901, puisque nous ne disposons pas des renseignements relatifs à ceux-ci. Les estimations réalisées plus tôt nous forcent à croire que ce groupe n'est pas numériquement très important. En effet, nous avons évalué ce groupe à 61 individus. Il faut également considérer que cette méthode réduira considérablement nos effectifs, ce qui entraînera potentiellement certaines difficultés lorsque viendra le temps de mesurer la signification statistique de nos résultats. Cette dernière mise en garde sera particulièrement évidente lorsque nous procéderons à des analyses qui requièrent une segmentation importante de nos données.

Tableau 3.7
Comparaison des taux de mortalité infantile observés pour nos groupes d'analyse et selon les méthodes d'estimation A et B

	Naissance	Décès	Taux de mortalité infantile pour 1 000 naissances
Méthode A	2 494 ¹	940 ⁵	376,9
Méthode B	2 526 ²	940 ⁵	372,1
Groupe 1	3 534 ³	563 ⁶	159,3
Groupe 2	2 129 ⁴	426 ⁶	200,1

1 Naissances en 1900 selon les registres paroissiaux.

2 Naissances en 1900 selon le recensement et les décès des enfants en 1900 selon les registres paroissiaux.

3 Naissances en 1899-1900 selon les données du recensement.

4 Naissances en 1900 selon les données du recensement.

5 Décès de moins d'un an en 1900 selon les registres paroissiaux.

6 Décès de moins d'un an en 1900, appariés aux données du recensement.

7 Décès d'individus nés en 1900, appariés aux données du recensement.

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registres des décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

Enfin, la comparaison des taux de mortalité infantile de nos groupes d'analyse face aux estimations réalisées préalablement confirme que nous sous-estimerons potentiellement la mortalité infantile. Il est possible que cette sous-estimation soit engendré par une erreur de sélection, une erreur qui résulterait des méthodes utilisées pour former des groupes de comparaison. Toutefois, notons que les taux de mortalité infantile présentés pour les groupes 1 et 2 sont plus près de ce qu'ont noté Thornton et Olson (2001) pour Montréal. En conséquence, la différence observée entre nos estimations et ce que nous observons pour les groupes 1 et 2 vient peut-être d'une sur-estimation de la mortalité infantile à partir de nos procédures préalablement présentées. Dans ces conditions, nous parlerons de taux de décès infantile en 1900 et non de taux de mortalité infantile.

Chapitre 4

LA MESURE DES INÉGALITÉS SOCIALES DEVANT LA MORT

Pour le Québec en général, les tendances de la mortalité infantile au 19^e siècle sont relativement bien connues et ce, plus spécialement pour la ville de Montréal (Olson et Thornton, 1991 : 2001) et pour Trois-Rivières (Girard, 1999). D'une part, les effets de l'expansion de la production industrielle, renforcés par une urbanisation rapide, ont entraîné diverses transformations des conditions de travail et de vie des habitants des villes (Woods, Watterson et Woodward, 1989). Celles-ci se sont alors répercutées sur la mortalité infantile.

Les données colligées par le programme PHSVQ nous permettent d'évaluer et de mesurer la mortalité infantile de la ville de Québec en 1900 en fonction de diverses caractéristiques propres à chacun des enfants décédés avant d'avoir atteint l'âge d'un an dans cette ville. Ainsi, dans cette section du présent travail, nous procéderons à une série d'analyses descriptives dans l'optique de mettre en exergue les différentes relations entre la mortalité infantile et certaines caractéristiques des enfants. L'objectif de cette tâche est d'examiner l'effet de chacune des caractéristiques sur la mortalité infantile pour deux groupes, en raison des arguments qui ont été exposés à la troisième partie. Ainsi, nous comparerons le groupe d'enfants nés entre le 1^{er} janvier 1899 et le 31 décembre 1900 (**Groupe A**) à ceux nés entre le 1^{er} janvier 1900 et le 31 décembre 1900 (**Groupe B**). Pour chacune des sections, les caractéristiques de l'enfant, du père, de la mère et du ménage seront étudiées.

Enfin, soulignons que des tests statistiques ont été réalisés afin de vérifier que les différences observées entre les échantillons sont statistiquement significatives et non attribuables aux simples fluctuations d'échantillonnage, voire au hasard. Un type de test statistique a été conduit, à savoir un test de différence de proportion entre la population d'individus décédés et celle des individus toujours vivants au recensement de 1901. Ainsi, nous pourrions savoir si les différences observées entre ces deux distributions ne peuvent pas être dues à l'action du hasard (fluctuation statistique). Deux niveaux de confiance sont retenus ici, c'est-à-dire 1 % et 5 %. Par ailleurs, nous présenterons également les taux de mortalité infantile pour chacune des modalités des variables explicatives de notre analyse. Toutefois, avant de passer aux résultats des analyses descriptives, une présentation générale des indicateurs employés est de mise, de même qu'une brève description de notre schéma conceptuel.

4.1 Principaux déterminants de la mortalité infantile

Traditionnellement, les sciences sociales ont axé les recherches portant sur la mortalité infantile sur l'association entre le statut socio-économique et les modèles de mortalité. Par exemple, les relations entre le revenu, l'éducation des parents (plus particulièrement celle de la mère) et la mortalité infantile furent régulièrement mesurées. D'un autre côté, les recherches médicales furent orientées sur les différents processus biologiques menant à la maladie, c'est-à-dire sur l'étiologie des maladies conduisant à la mort, visant ainsi à mettre au point des traitements thérapeutiques et diverses mesures préventives pour contrer la maladie.

Or, la mortalité est le résultat d'une chaîne d'événements d'une durée très variable dont l'origine précise est relativement difficile à déterminer. En fait, puisque notre recherche est menée sous l'égide des sciences sociales, les composantes génétiques doivent d'ores et déjà être laissées de côté. Par ailleurs, de nombreux éléments environnementaux produisent des effets sur la santé des populations. Toutefois, les limites imposées par nos données ne nous permettent pas d'intégrer ce type de variables dans nos analyses.

Pour cette raison, il nous faut présenter le cadre conceptuel sur lequel repose généralement les analyses des principaux déterminants de la mortalité infantile. La présente partie servira à identifier les déterminants généralement retenus pour ce genre d'analyses. Ces derniers sont tirés des travaux de Mosley et Chen (1984) qui ont élaboré un modèle de déterminants **proches** et de facteurs **indirects**. Ce modèle devra toutefois être ajusté afin de répondre aux besoins de notre travail.

Le modèle conceptuel (figure 7), élaboré par Mosley et Chen (1984), distingue deux types de déterminants: les déterminants **proches** et les facteurs **indirects**. Les déterminants **proches** regroupent les déterminants ayant un impact direct sur la santé, comme les contaminants environnementaux ou encore les caractéristiques maternelles. Les facteurs **indirects** sont, quant à eux, composés de tous les déterminants socio-économiques, culturels, politiques et écologiques qui ne peuvent avoir une incidence sur la mortalité qu'à travers leurs effets sur les déterminants **proches**. Le modèle employé ici ne pourra tenir compte de l'ensemble des facteurs présentés par Mosley et Chen (1984), notamment en raison de certaines caractéristiques reliées à une étude historique comme la nôtre. Toutefois, nous passerons en revue l'ensemble des indicateurs généralement employés, tout en indiquant ceux qui seront examinés ici. Enfin, il nous faut avouer que nous ne pourrions étudier les déterminants proches qu'en émettant des suppositions quant aux effets produits par les facteurs indirects sur ceux-ci.

4.1.1 Déterminants proches

a- Facteurs d'ordre maternel

L'âge de la mère et l'intervalle intergénéral (espacement moyen entre la dernière naissance et la plus récente) sont généralement examinés. Dans le cadre de ce mémoire, seul l'âge de la mère sera examiné, puisque les risques pour un nourrisson de décéder diminuent au fur et à mesure que croît l'âge de la mère. Soulignons toutefois qu'après 35 ans, cette relation se termine et en vient même à s'inverser.

b- Facteurs environnementaux

Habituellement, des mesures microbiennes échantillonnées sont prises directement dans l'environnement examiné. Ici, le niveau de contamination environnementale devra être mesuré indirectement. Ainsi, la présence de latrines dans la cour arrière ou encore la présence de nombreuses usines dans le quartier habité pourraient potentiellement servir d'indicateurs. À l'instar de nombreux autres facteurs, nous ne possédons pas d'informations directes sur ces types de facteurs. Ainsi, nous nous satisferons uniquement de la zone géographique d'habitation.

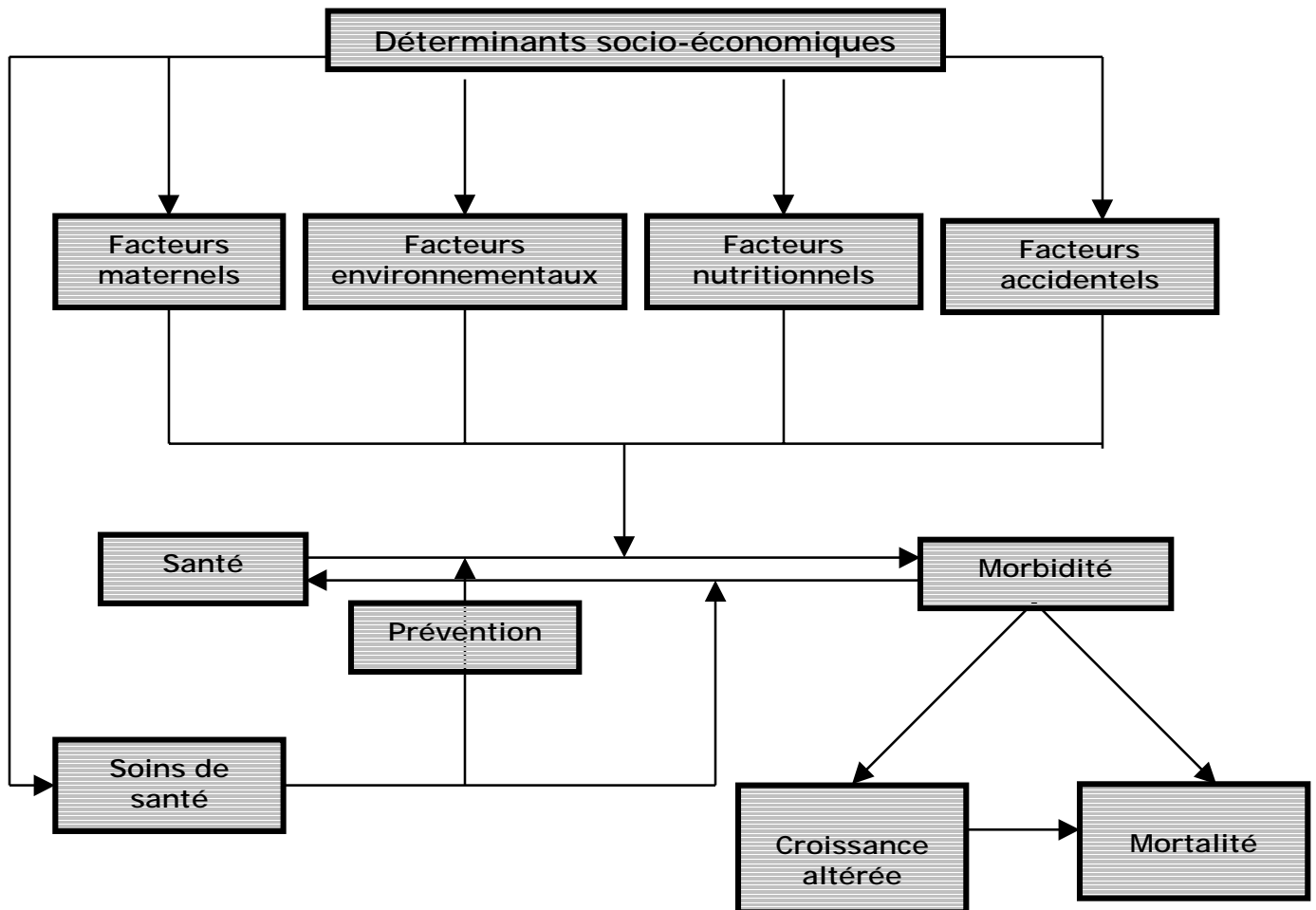
c- Facteurs nutritionnels

Les carences nutritionnelles peuvent être mises à jour par l'analyse de la diète de l'enfant ou encore de la mère qui allaite. Toutefois, ce type de mesure est impossible à effectuer dans le cadre d'une étude comme la nôtre. Cependant, l'apport de diverses sources ethnographiques, voire archéologiques, aurait pu nous donner un aperçu de l'alimentation des nourrissons.

d- Accidents

Il peut être opportun de mesurer l'incidence des récentes blessures d'un individu ou encore la prévalence cumulative des incapacités liées à ces blessures. Encore une fois, ce type de mesure ne peut être utilisé ici. Il faut souligner que l'influence des naissances à répétition ou encore des activités à risque pendant la grossesse auraient été des plus intéressantes à mesurer.

Figure 7 Schéma élaboré par Mosley et Chen (1984) pour l'analyse socio-économique de la santé.



e- Mesures préventives et curatives en matière de morbidité

Les mesures préventives (la vaccination) et les mesures curatives (traitements et thérapies) sont également considérées dans le modèle de Mosley et Chen (1984). Puisque les pratiques des médecins ne peuvent être incluses dans ce type d'analyse, nous pourrions simplement mesurer le nombre de médecins par habitants selon le quartier et ce, indépendamment de l'efficacité de chacun des médecins. Encore une fois, les renseignements relatifs au secteur d'habitation seront utilisés. Cette mesure sera vraisemblablement imprécise, puisque la disponibilité d'un médecin ne va pas nécessairement de pair avec sa fréquentation (Paquet, 1988).

4.1.2 Déterminants socio-économiques de la mortalité infantile

Les déterminants socio-économiques opèrent indirectement sur la mortalité infantile. En fait, ces derniers jouent sur les déterminants **proches** qui, à leur tour, influencent l'état de santé des individus. Nous verrons ces déterminants à l'instant.

Trois groupes de caractéristiques individuelles relatives aux membres du ménage sont habituellement examinés. Puisque le niveau d'éducation est intimement lié à l'occupation et aux revenus du ménage, l'éducation du père est généralement considérée comme l'une des variables explicatives. En effet, celle-ci influence certains choix de consommation et de soins de santé relatifs à l'enfant, mais également de la mère durant la grossesse et la période d'allaitement. Le niveau d'éducation de la mère affecte, quant à lui, les choix de celle-ci et tend à accroître ses qualifications vis-à-vis certaines pratiques sanitaires telles que la contraception, l'hygiène ainsi que les soins préventifs et curatifs. Ensuite, le temps disponible, en particulier celui de la mère pour les visites médicales prénatales et néonatales, pour l'allaitement et pour l'hygiène portée à l'enfant, est considéré comme un facteur très important.

Il faut souligner que, dans les sociétés traditionnelles, la division sexuelle du travail tend à maximiser le temps de la mère pour les soins portés à l'enfant. Or, les milieux défavorisés à l'époque contribuaient habituellement à ce que la mère travaille à l'extérieur du ménage, ce qui fait généralement en sorte que les soins portés à l'enfant reposent sur un autre enfant du ménage, parfois un peu moins qualifié (Cross, 1983).

Le niveau de vie d'un ménage influence indirectement l'état de santé des enfants qui s'y retrouvent. D'un côté, la qualité comme la quantité des aliments résultent en grande partie du revenu familial disponible. D'autre part, un plus grand revenu permet généralement de se procurer un logis de plus grande et de meilleure qualité. D'ailleurs, les habitations des populations laborieuses sont régulièrement caractérisées par une ventilation inadéquate, par un surpeuplement, par des matériaux de construction de mauvaise qualité et par une disposition inadéquate des installations sanitaires. De surcroît, un revenu plus grand permet de se procurer plus facilement certains soins hygiéniques, préventifs ou même curatifs. L'importance relative du revenu réside dans le fait que, dans le cas des communautés pauvres, «families may spend 80 percent or more of their disposable income on food; thus variations in income or food prices may be directly translated into rising rates of mortality and malnutrition» (Mosley et Chen, 1984 : 37). Ne pouvant mesurer directement le niveau de vie, nous avons élaboré divers indices nous permettant d'estimer les conditions de vie des ménages.

Conséquemment, les niveaux d'éducation du père et de la mère seront ainsi analysés, par le truchement des compétences linguistiques de ceux-ci. Ensuite, la catégorie professionnelle du père, le travail rémunéré pour la mère, la présence de domestiques et de pensionnaires dans le ménage seront également examinés. Néanmoins, certaines spécifications s'imposent quant à la catégorisation socioprofessionnelle employée.

En fait, les choix qui s'offrent à nous lorsqu'il est question de mesurer l'association entre la mortalité et le statut socioéconomique sont nombreux. Comme le note Kunst et Mackenbach (1994), la littérature concernant les inégalités socioéconomiques est abondante, à l'instar des multiples avenues possibles pour mesurer le statut socioéconomique individus.

Comme nous l'avons déjà mentionné, les ressources se distribuent inégalement dans pratiquement chaque société, façonnant ainsi le système de stratification sociale en place. Les individus acquièrent, ou encore héritent, différentes positions dans l'échelle socioéconomique. Lesdites positions sont généralement transmises par l'occupation, le niveau d'éducation atteint, ou encore le revenu disponible⁸. Cette position correspond habituellement au statut socioéconomique. Or, comme le soulignent Kunst et Mackenbach (1994), l'occupation, le niveau d'éducation atteint et le revenu sont suffisamment différents pour solliciter un examen distinct en ce qui a trait à leurs relations avec la mortalité. Par ailleurs, ces indicateurs couvrent diverses facettes de la vie d'une personne. Par exemple, le niveau d'éducation atteint nous renseigne sur la compréhension potentielle d'un individu face à un problème, tandis que l'occupation nous informe sur les habiletés techniques potentiellement détenus par celui-ci.

Les recherches en stratification sociale tentent de déterminer les diverses positions structurelles sur le marché du travail, positions qui coïncident généralement avec certaines conditions de vie. Les regroupements ultimes procurent habituellement une classification socioprofessionnelle, un système de classes sociales. L'une des plus fréquemment utilisée dans les recherches relatives à la stratification sociale est celle d'Erickson, Goldthorpe et Portocarero (EGP) D'une part, la masse des données à traiter peut rendre inutilisable la profession comme unité d'observation ou encore comme variable d'analyse. Par ailleurs, lorsque le but de l'analyse est de rendre compte des clivages sociaux, le regroupement des titres individuels doit être utilisé. D'autre part, le caractère très hétérogène de la langue socioprofessionnelle de l'époque (imprécision, appellations apparentés, etc.) rend l'analyse sujette à divers types d'erreurs (Bouchard, 1996).

⁸ Par contre, comme l'a noté Fleury (2000), les données relatives aux revenus des individus ne sont totalement pas fiables pour le recensement de 1901. Toutefois, comme le revenu est intimement lié à la profession occupée, l'utilisation des informations tirées de cette dernière variable s'avère adéquate.

C'est cette forme de classification (EGP) qui sera utilisée dans le cadre de nos analyses. En fait, elle a comme avantage principalement de distinguer deux groupes d'individus qui ont clairement et respectivement une position avantageuse et désavantageuse dans la société (Kunst et Mackenbach, 1994). Les classes I et II constituent la classe des services, qui occupent la plus haute place dans l'échelle, tandis que les classes VI et VIIa composent quant à elles la classe des travailleurs manuels qui en occupent le bas.

4.2 La mortalité infantile et les caractéristiques des enfants de la ville de Québec

La surmortalité masculine, c'est-à-dire l'excès de la mortalité des hommes par rapport aux femmes pour un âge donné, a déjà été évoquée. Ainsi, entre 0 et 1 an, bien que les filles et les garçons soient victimes de taux de mortalité élevés, il est établi que ces derniers sont proportionnellement touchés de manière plus dramatique (Pressat, 1973).

Nos analyses démontrent que la mortalité infantile frappe une proportion plus grande de garçons. En effet, les garçons présentent des taux de décès infantile substantiellement plus grands que ce que l'on observe chez les filles. Ces résultats nous indiquent toutefois que cette surmortalité des garçons n'est pas engendrée par une surnatalité masculine, mais bien par d'autres facteurs qui restent à déterminer. Ainsi, chez les enfants nés en 1899 et 1900, le taux de décès infantile en 1900 se situe à 184,3 pour 1 000 chez les garçons et à 132,2 pour 1 000 chez les filles. De ce fait, le taux de décès mesuré chez les garçons est pratiquement de 40 % plus élevé que celui des filles du groupe A.

En ce qui a trait au groupe d'individus nés en 1900, le taux de décès noté ici chez les garçons est plus élevé que ce que nous avons observé chez les garçons du groupe A. De fait, le taux de décès infantile est de 224,4 pour 1 000 chez les garçons nés en 1900. Quant aux filles nées en 1900, le taux de décès infantile se situe à 168,7 pour 1 000. Encore une fois, les garçons présentent un taux de décès infantile de 30 % plus élevé que celui des filles. Enfin, il faut souligner qu'en ne retenant que les nouveau-nés de 1900, lesdits taux de décès se trouvent accentués, comme nous l'avons envisagé, puisque le dénominateur (naissance) de groupe B se trouve réduit.

Tableau 4.1
Taux de décès en 1900 des enfants nés en 1899-1900 (A) et des enfants nés en 1900 (B)
selon le sexe du nouveau-né

Sexe du nouveau-né	Groupe A (1899-1900)	Groupe B (1900)
<i>Filles</i> ^{aa}	132,2	168,7
<i>Garçons</i> ^{aa}	184,3	228,4

a Statistiquement significatives à 99 %

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre de décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

La comparaison des secteurs d'habitation démontre d'importantes discriminations. Il appert alors que les probabilités de décéder avant d'avoir atteint l'âge d'un an varient d'un quartier à l'autre. D'une part, un premier coup d'œil nous permet de constater que les taux de décès infantile sont substantiellement plus élevés dans le secteur de la rivière Saint-Charles. De fait, nous observons, pour le groupe A, un taux de décès infantile de 174,2 pour 1 000 chez les nouveau-nés de ce secteur. Inversement, les nourrissons de la Haute-Ville semblent moins touchés, alors que nous y constatons un taux de 125 décès infantile pour 1 000 naissances vivantes. De manière un peu surprenante, ce sont les enfants du secteur des Basses-Terrasses qui présentent le taux le plus faible, à savoir 113,4 pour 1 000.

Le groupe B démontre des tendances relativement semblables. Ainsi, les nourrissons du secteur de la Saint-Charles présentent toujours le plus haut taux de décès infantile, à savoir 219,7 décès de moins d'un an pour 1 000 naissances. Encore une fois, bien que les nouveau-nés du secteur de la Haute-Ville connaissent des taux de décès plutôt faibles (154,3 pour 1 000), c'est dans les Basses-Terrasses que nous observons le taux le plus bas (140,4 pour 1 000).

En désagrégant un peu plus nos données, certaines nuances apparaissent encore plus nettement. Pour le groupe A, le quartier Jacques-Cartier connaît un taux de décès infantile très élevé, avec 200,9 pour 1 000. En comparaison, le taux de décès infantile des habitants de La Cité est de 95,2 pour 1 000 et de 119,8 pour 1 000 chez les jeunes du quartier Saint-Jean. De plus, les quartiers Saint-Roch, Saint-Sauveur et Saint-Vallier, pourtant du même secteur géographique que Jacques-Cartier, présentent des taux de décès infantile relativement plus faibles (respectivement 162.5, 173.4 et 165.6 pour 1 000 naissances).

Tableau 4.2

Taux de décès en 1900 des enfants nés en 1899-1900 (A) et des enfants nés en 1900 (B) selon le secteur d'habitation

	Groupe A (1899-1900)	Groupe B (1900)
Zone géographique d'habitation ^a		
Basse-Ville ^b	113,4	140,4
Haute-Ville ^{aa}	125,0	154,3
La Cité ^{bb}	95,2	109,4
La Colline	151,4	167,9
Saint-Jean ^{ab}	119,8	157,7
Saint-Charles ^{aa}	174,2	219,7
Jacques-Cartier ^{bb}	200,9	256,9
Saint-Roch	162,5	208,4
Saint-Sauveur	173,4	221,0
Saint-Vallier	165,6	195,3

a Statistiquement significatives à 95 %

b Statistiquement significatives à 99 %

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre de décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

Les taux de décès infantile observés pour le groupe B sont assez similaires à ce que nous avons noté pour le groupe A, hormis qu'ils sont relativement plus élevés. Ainsi, ce sont les nouveau-nés du quartier Jacques-Cartier qui présentent le taux de décès le plus élevé, avec 256,7 pour 1000 naissances. Inversement, les quartiers qui composent la Haute-Ville présentent chacun des taux de décès infantile plus faibles qu'ailleurs. Plus spécialement, le quartier de La Cité obtient un taux de décès significativement bas, à 109,4 pour 1 000. Pour le quartier Saint-Jean, nous constatons un taux de décès de 157,7 pour 1 000, alors qu'il se situe à 167,9 pour 1 000 pour le quartier de La Colline. Bien qu'ils présentent des taux de décès plus faibles que pour les nourrissons de Jacques-Cartier, les nouveau-nés des quartiers Saint-Roch, Saint-Vallier et Saint-Sauveur sont eux aussi fortement touchés par les décès infantiles. En effet, le taux de décès infantile est de 208,4 pour 1 000 dans le quartier Saint-Roch, de 221 pour 1 000 dans Saint-Vallier et de 195,3 pour 1 000 dans Saint-Sauveur.

4.2 La mortalité infantile et les caractéristiques des pères

La distribution inégale des revenus, renforcée par les changements socio-économiques engendrés par l'industrialisation et l'urbanisation, a une incidence sur la mortalité infantile (Haines, 1985). Or, Watterson (1988) a démontré, dans le cas de l'Angleterre et du Pays de Galle au début du 20^e siècle, que l'occupation des pères ne venait qu'accélérer une diminution de la

mortalité infantile déjà amorcée par l'amélioration constante de conditions environnementales et sanitaires. Cependant, cette amplification était plus marquée dans les catégories d'emploi généralement qualifiées de supérieures.

Plusieurs recherches ont démontré que les différences socio-économiques se traduisent par des taux de mortalité infantile différentiels (Haines, 1995). Dans le cadre de nos recherches, nous constatons que l'appartenance à l'une ou l'autre des catégories socioprofessionnelles est partiellement lié aux taux de décès des nouveau-nés. Ainsi, chez les enfants nés en 1899 et 1900, nous observons que ceux dont le père occupe un emploi dans la catégorie «classe de services supérieur et inférieur» présentent un taux de décès en 1900 de 92,4 pour 1 000, tandis qu'il se situe à 134,1 pour 1 000 lorsque le père fait partie de la catégorie «classe des petits employés non manuels». Pour les nouveau-nés dont le père travaille comme petit entrepreneur, le taux de décès en 1900 est de 162,1 pour 1 000. Quant aux enfants de pères «contremaîtres, techniciens inférieurs et travailleurs manuels qualifiés», ils présentent un taux de décès infantile de 171 pour 1 000, alors que les nourrissons dont le père occupe un emploi dans la catégorie «sous-classe des travailleurs manuels semi ou non qualifiés» connaissent un taux de décès de 181,7 pour 1 000. En ce qui a trait aux enfants dont le père est un entrepreneur du secteur primaire, le taux de décès infantile se situe à 285,7 pour 1 000, alors que les nouveau-nés de pères «travailleurs manuels du secteur primaire» obtiennent un taux de décès de 166,7 pour 1 000⁹. Fait relativement intéressant, les nourrissons dont le père est sans travail présentent un taux de décès infantile de 58,8 pour 1 000.

Chez les enfants nés en 1900, les résultats présentés démontrent des tendances similaires. Ainsi, les nouveau-nés dont le père fait partie de la catégorie «classe de services supérieur et inférieur» présentent un taux de décès infantile en 1900 de 125,9 pour 1 000, tandis que les nourrissons pour lesquels le père occupe un emploi dans la catégorie des «petits employés non manuels» obtiennent un taux de 185,2 pour 1 000. Quant aux enfants dont le père travaille comme petit entrepreneur, le taux de décès en 1900 est de 203,8 pour 1 000, alors que les nouveau-nés de pères «contremaîtres, techniciens inférieurs et travailleurs manuels qualifiés» présentent un taux de décès infantile de 209,8 pour 1 000. Ensuite, les nourrissons dont le père occupe un emploi dans la catégorie «sous-classe des travailleurs manuels semi ou non qualifiés» connaissent un taux de décès de 221,6 pour 1 000. En ce qui a trait aux enfants dont le père est un entrepreneur du secteur primaire, le taux de décès infantile est de 333,3 pour 1 000, alors que les nourrissons de pères «travailleurs manuels du secteur primaire» présentent un taux de décès

⁹ Il faut néanmoins souligner que ces deux catégories ne comportent que très peu d'effectifs (n = 7) et qu'une faible variation produit des effets marqués sur les taux de décès mesurés. Cette mise en garde doit également être considérée pour le groupe B.

de 500,0 pour 1 000. Encore une fois, les enfants dont le père est sans travail semblent avantagés (taux de décès de 90,9 pour 1 000).

Autres indicateurs socio-économiques généralement analysés, les capacités linguistiques du père fournissent ici les résultats attendus. Déjà, l'effet du degré d'instruction sur les niveaux de mortalité infantile a été abondamment illustré (Caldwell, 1986). De fait, il est habituellement accepté qu'il existe un rapport inverse entre l'éducation des parents et la mortalité infantile.

Tableau 4.3
Taux de décès en 1900 des enfants nés en 1899-1900 (A) et des enfants nés en 1900 (B) selon la catégorie socioprofessionnelle, les compétences linguistiques et l'âge du père des nourrissons

	Groupe A (1899-1900)	Groupe B (1900)
Catégorie socioprofessionnelle (EGP)		
Classe de services supérieur et inférieur ^{ab}	92,4	125,9
Classe des petits employés non manuels	134,1	185,2
Sous-classe des petits entrepreneurs	162,1	203,8
Contremaîtres, techniciens inférieurs et travailleurs manuels qualifiés	171,0	209,8
Sous-classe des travailleurs manuels semi ou non qualifiés	181,7	221,6
Sous-classe des entrepreneurs du secteur primaire	285,7	333,3
Sous-classe des travailleurs manuels du secteur primaire	166,7	500,0
Sans travail ^{ab}	58,8	90,9
Indéterminé	153,5	194,2
Niveau de compétences linguistiques		
Bilingue et lettré ^{ab}	143,8	184,6
Francophone lettré ^b	182,9	218,5
Francophone sachant lire seulement	254,9	300,0
Illettré	173,3	223,2
Groupe d'âge		
24 ans et moins	135,5	160,9
De 25 à 34 ans	156,8	193,5
De 35 à 44 ans	169,5	219,6
45 ans et plus	159,5	209,3

a Statistiquement significatives à 99 %

b Statistiquement significatives à 95 %

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre de décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

Ici, les analyses statistiques démontrent que pour les enfants nés en 1899 et 1900, le taux de décès est de 143,8 pour 1 000 lorsque le père est bilingue et lettré. Inversement, les nourrissons dont le père ne s'exprime qu'en français et ne sait pas écrire présentent un taux de décès infantile de 254,9 pour 1 000. Étonnamment, les enfants dont le père est considéré «illettré» obtiennent un taux de décès de 173,3 pour 1 000, ce qui est relativement plus bas que la catégorie précédemment présentée et même légèrement plus faible que ce qui est noté pour les nourrissons dont le père est lettré et ne s'exprime qu'en français (182,9 pour 1 000).

Chez les nourrissons nés en 1900, une tendance semblable se dessine. En effet, les enfants dont le père est bilingue et lettré présentent le taux de décès infantile le plus faible, à savoir 184,6 pour 1 000 naissances, tandis que chez les nouveau-nés de père francophone et lettré, ce taux est de 218,5 pour 1 000. Ce sont les enfants de père francophone ne sachant pas écrire qui présentent le plus haut taux de décès infantile avec 300,0 pour 1 000, alors que les nouveau-nés dont le père est illettré obtiennent un taux de décès de 223,2 pour 1 000.

Nous avons introduit la variable relative à l'âge du père des nouveau-nés pour vérifier l'hypothèse voulant qu'en vieillissant les pères ont la possibilité de thésauriser davantage et, par conséquent, d'offrir de meilleures conditions de vie à leurs nourrissons. Toutefois, nos résultats se trouvent, de manière provisoire, à réfuter cette hypothèse. Ainsi, pour les nourrissons nés en 1899 ou 1900, les taux de décès infantile en fonction de l'âge du père sont relativement semblables. Nous observons néanmoins le plus haut taux de mortalité infantile chez les enfants des pères âgés de 35 à 44 ans (169,5 pour 1 000) et chez ceux dont le père est âgé de 45 ans et plus (159,5 pour 1000), tandis qu'il est plus bas chez les pères âgés de 24 ans et moins (165,5 pour 1 000). Du côté des nourrissons nés en 1900, le plus haut taux de décès infantile s'observe chez les pères âgés de 35 à 44 ans (219,6 pour 1 000), tandis que le plus petit taux est constaté chez les jeunes enfants dont le père est âgé de 24 ans et moins (160,9 pour 1 000).

4.3 La mortalité infantile et les caractéristiques des mères

Le niveau d'éducation de la mère est généralement considéré comme un bon indicateur de la qualité des soins donnés à un enfant. En effet, plus le niveau d'éducation de la mère est élevé, plus la mortalité infantile est faible. Par conséquent, les nourrissons des mères peu scolarisées sont reconnus pour avoir un taux de mortalité infantile supérieur à celui observé chez les mères plus scolarisées.

Effectivement, les femmes qui bénéficient d'un niveau de scolarité élevé semblent mieux se protéger contre diverses menaces infectieuses et parasitaires, se marient souvent plus tard, ont de ce fait généralement moins d'enfants et peuvent donc potentiellement mieux subvenir aux besoins de ces derniers. L'analyse de nos données confirme en partie que le niveau d'éducation de la mère, mesuré à l'aide des capacités linguistiques de celle-ci, influence les chances de survie des nourrissons. Ainsi, les enfants nés en 1899 ou 1900 de mères lettrées et bilingues connaissent des taux de décès infantile moindres que les autres enfants, à savoir 138,6 pour 1 000, en comparaison à 162,4 pour 1 000 chez les enfants de mères francophones

lettrées, 223,4 pour 1 000 pour les enfants de mères francophones sachant lire seulement et 188,6 pour 1 000 chez les enfants de mères illettrées. Pour les enfants nés en 1900, la tendance est similaire. Ainsi, les nourrissons de mères lettrées et bilingues présentent un taux de décès infantile en 1900 de 177,3 pour 1 000, en comparaison à 206,5 pour 1 000 chez les nouveau-nés de mères francophones lettrées, 254 pour 1 000 pour les enfants de mères francophones ne sachant pas écrire et 219,1 pour 1 000 chez les enfants de mères illettrées.

Tableau 4.4
Taux de décès en 1900 des enfants nés en 1899-1900 (A) et des enfants nés en 1900 (B) selon les compétences linguistiques, l'âge et la participation à la sphère du travail de la mère des nouveau-nés

	Groupe A (1899-1900)	Groupe B (1900)
Niveau de compétences linguistiques		
Bilingue et lettré ^b	138,6	177,3
Francophone lettré	162,4	206,5
Francophone sachant lire seulement	223,4	254,0
Illettré	188,6	219,1
Groupe d'âge		
24 ans et moins	154,9	176,2
De 25 à 34 ans ^b	147,8	181,7
35 ans et plus ^{ba}	184,0	253,5
Occupation rémunérée inscrite		
Oui ^{ab}	470,6	523,8
Non ^{ab}	156,3	196,9

a Statistiquement significatives à 99 %
 b Statistiquement significatives à 95 %

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre de décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

L'âge de la mère semble également entraîner des effets qui se répercutent sur les chances de survie des nourrissons. Ainsi, pour les nourrissons nés en 1899 ou 1900, nous constatons que ceux dont la mère est âgée de 35 ans et plus présentent un taux de décès de 184 pour 1 000, alors que les nouveau-nés dont la mère est âgée de 24 ans et moins connaissent un taux de décès de 154,9 pour 1 000. Pour ceux dont la mère est âgée de 25 à 34 ans, le taux de décès se situe à 147,8 pour 1 000. Du côté des nourrissons nés en 1900, le plus haut taux de décès infantile s'observe chez les nouveau-nés dont la mère est âgée de 35 ans et plus (253,5 pour 1 000), tandis que le plus petit taux est constaté chez les jeunes enfants dont la mère est âgée de 24 ans et moins (176,2 pour 1 000).

Finalement, nos analyses démontrent que les nourrissons de mères occupant un emploi rémunéré présentent une proportion de décès infantile substantiellement plus grande que ceux dont la mère n'avait pas intégré la sphère du travail salarié en 1901. Ainsi, les nourrissons nés en 1899 ou 1900 dont la mère n'occupait pas un emploi salarié ont un taux de décès infantile de 156,3 pour 1 000, tandis que ceux dont la mère a consacré la majeure partie de son temps à un travail salarié connaissent un taux de décès de 470,6 pour 1 000 naissances vivantes. Conséquemment, chez ces derniers, sur 10 enfants vivants, 5 décédaient avant d'avoir atteint l'âge d'un an ! Du côté des nouveau-nés de 1900, ceux dont la mère occupait un emploi rémunéré présentent un taux de décès de 523,8 pour 1 000, alors que nous observons un taux de décès de 196,9 pour 1 000 chez les enfants dont la mère se consacrait essentiellement aux travaux domestiques. En clair, à la lumière de ces résultats préliminaires, il semble que la présence de la mère dans la sphère du travail salarié entraîne des conséquences néfastes sur les chances de survie des nouveau-nés.

4.4 La mortalité infantile et les caractéristiques des ménages

La mortalité des enfants est fonction de diverses caractéristiques socio-économiques pouvant en partie être mesurées à partir des spécificités des ménages. Par ailleurs, de nombreuses études sur la mortalité infantile différentielle ont également démontré que l'espacement entre les naissances joue un rôle prépondérant sur les probabilités de survie des nourrissons (Lynch et Greenhouse, 1994). De fait, un espacement inférieur à deux ans entre deux naissances subséquentes est généralement associé à de plus grands risques de mortalité infantile.

Les analyses de cette présente section reposeront sur une classification des ménages. Cette classification permettra de distinguer si les enfants ont atteint leur premier anniversaire de naissance ou non, en fonction de la présence de logeurs, de domestiques, de membres apparentés et d'enfants de moins de deux ans.

Chez le groupe de nourrissons nés en 1899 ou 1900, nos analyses démontrent que la présence de logeur dans le ménage n'a aucun effet sur les taux de décès infantile. En effet, les enfants qui proviennent d'un ménage comportant au moins un logeur présentent un taux de décès de 159,9 pour 1 000, tandis que les enfants dont le ménage ne comprend pas de logeur connaissent un taux de décès infantile en 1900 de 154,1 pour 1 000. Parallèlement, chez les nouveaux nés du groupe B, les taux de décès infantile observés sont approximativement identiques. Ainsi, les nourrissons qui résident dans un ménage comportant au moins un logeur obtiennent un taux de décès infantile de 200 pour 1 000, alors que ceux qui proviennent d'un ménage caractérisé par l'absence de logeur présentent un taux de décès de 201 pour 1 000.

Inversement, la présence de domestiques semble avoir un effet manifeste sur la mortalité infantile. Ainsi, chez les nourrissons nés en 1899 ou 1900, le taux de décès infantile chez ceux qui provenaient d'un ménage bénéficiant d'un aide-domestique se situe à 109,1 pour 1 000. Pour les nouveau-nés ne pouvant compter sur l'apport d'un domestique, nous observons un taux de décès de 166,6 pour 1 000. Chez les individus du groupe B, la présence de domestiques continue d'avoir un effet évident sur les taux de décès en 1900. Ainsi, les enfants qui provenaient d'un ménage bénéficiant d'un aide-domestique présentent un taux de décès infantile de 124,5 pour 1 000, tandis que ceux dont le ménage ne pouvait compter sur un aide-domestique connaissent un taux de décès infantile en 1900 de 210,5, pour 1 000. En conséquence, la présence de domestiques diminue respectivement de 50 % et 70 % les taux de décès infantile observés chez les nourrissons de la ville de Québec.

Tableau 4.6

Taux de décès en 1900 des enfants nés en 1899-1900 (A) et des enfants nés en 1900 (B) selon la présence de logeurs, de domestiques, de membres apparentés et d'un autre enfant de moins de deux ans dans le ménage des nouveau-nés

	Groupe A (1899-1900)	Groupe B (1900)
Présence de logeurs		
Aucun logeur	159,9	200,0
Au moins un logeur	154,1	201,0
Présence de domestiques		
Aucun domestique ^{aa}	166,6	210,5
Au moins un domestique ^{aa}	109,1	124,5
Présence de membres apparentés		
Aucun membre apparenté ^{bb}	165,3	207,2
Au moins un membre apparenté ^{bb}	127,9	157,9
Présence d'un autre enfant de moins de 2 ans		
Aucun	150,7	199,4
1 enfant de moins de 2 ans	149,5	189,6
2 enfants de moins de 2 ans ^{ab}	263,9	338,2

a Statistiquement significatives à 99 %

b Statistiquement significatives à 95 %

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre de décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

La présence de membres apparentés dans le ménage des nourrissons semble diminuer les chances de décéder avant l'âge d'un an en 1900. En effet, pour les enfants du groupe A, nous observons que ceux qui jouissent de la présence d'un membre apparenté dans leur ménage présentent un taux de décès infantile de 127,9 pour 1 000, alors que ce taux se situe à 165,3 pour 1 000 chez les enfants ne bénéficiant pas d'une présence semblable. En ce qui a trait aux

nouveau-nés de 1900, ceux qui profitent de la présence d'un membre apparenté dans leur ménage connaissent un taux de décès de 157,9 pour 1 000 naissances, alors que chez les enfants ne bénéficiant pas de cette présence montrent un taux de 207,2 pour 1 000.

Enfin, la présence d'un autre enfant de moins de deux ans dans la famille du nourrisson entraîne des différences significatives sur les taux de décès infantile en 1900. Plus spécifiquement, les taux de décès infantile des individus du groupe A qui habitaient un ménage avec aucun ou un enfant âgé de moins de deux ans se situent aux alentours de 150 pour 1 000. Or, chez les nourrissons qui proviennent d'un ménage comprenant deux autres enfants de moins de deux ans, ce taux est de 263,9 pour 1 000. Pour les individus nés en 1900, ceux qui résidaient dans un ménage comportant deux autres enfants âgés de moins de deux ans présentent un taux de décès infantile en 1900 de 338,2 pour 1 000, alors que les nourrissons dont le ménage est caractérisé par l'absence d'un autre enfant de moins de deux ans connaissent un taux de décès de 199,4 pour 1 000. Par ailleurs, le taux de décès infantile des individus nés en 1900 qui habitaient un ménage avec un autre enfant âgé de moins de deux ans se situe aux alentours de 190 pour 1 000. En conséquence, la présence de deux autres enfants de moins de deux ans dans le ménage semble associée à un risque plus élevé de décès infantile chez les nouveau-nés en 1900.

4.5 Retour sur les principaux résultats de l'analyse descriptive

Ce chapitre nous a permis de mettre en évidence la distribution inégale de la mortalité infantile en fonction de plusieurs variables, de même que l'identification de certaines caractéristiques associées plus fortement aux individus décédés avant l'âge d'un an à Québec en 1900. Dans un premier temps, nous avons constaté que les garçons de la ville se trouvent fortement désavantagés en ce qui a trait à la mortalité infantile. D'autre part, nous avons observés que le fait de résider dans le secteur de la Saint-Charles est fortement lié à la mortalité infantile, alors qu'habiter la Haute-Ville semble augmenter les chances de survie jusqu'à l'âge d'un an des nourrissons. De même, habiter certains quartiers entraîne des effets différents. Plus spécialement, nous avons constaté de très forts taux de décès pour le quartier Jacques-Cartier, tandis que celui de La Cité semble plus clément pour les nouveau-nés.

Dans le cadre de nos recherches, nous constatons que l'appartenance à certaines des catégories socioprofessionnelles engendre des effets différenciés sur la mortalité infantile. Ainsi, les taux de décès infantile augmentent au fur et à mesure que l'on descend dans l'échelle socioprofessionnelle de la ville de Québec en 1900. Ensuite, les résultats relatifs aux capacités linguistiques du père fournissent ici les résultats attendus. En effet, l'impact du niveau

d'instruction sur les niveaux de mortalité infantile a été abondamment illustré (Caldwell, 1986). De fait, il est habituellement accepté qu'il existe un rapport inverse entre l'éducation des parents et la mortalité infantile. Inversement, nous n'observons aucun effet significatif en fonction de l'âge du père.

Nous avons préalablement souligné que plus le niveau d'éducation de la mère est élevé, plus la mortalité infantile est faible. Nos résultats confirment cette relation. En effet, en ce qui a trait aux niveaux de compétences linguistiques des mères, nous observons que les taux de décès sont inversement proportionnels aux niveaux de compétences. Ainsi, plus le niveau de compétences linguistiques est élevé, plus le taux de décès infantile qui lui est associé est faible. Pour l'âge de la mère, nous constatons plus spécialement chez les femmes plus âgées des effets néfastes qui se répercutent sur les chances de survie des nourrissons. Enfin, nos analyses démontrent que les nourrissons dont la mère occupe un emploi rémunéré sont plus susceptibles de mourir avant d'atteindre l'âge d'un an, en comparaison à ceux dont la mère n'avait pas intégré la sphère du travail salarié.

Finalement, nos analyses ont démontré que la présence de logeurs n'a pas d'effet significatif sur la mortalité infantile, alors que la présence de domestiques, de membres apparentés et d'enfants de moins de deux ans semblent jouer un rôle prépondérant relativement aux probabilités de survie des nouveau-nés en 1900.

Chapitre 5

La survie des enfants et les caractéristiques des ménages : une analyse multivariée

L'analyse descriptive présentée au chapitre précédent nous a permis de mettre en exergue certaines relations liant diverses caractéristiques sociodémographiques ou individuelles aux taux de mortalité infantile mesurés dans la ville de Québec en 1900. Toutefois, cette méthode comporte des limites importantes, notamment en occultant les effets produits par les autres variables étudiées. Ainsi, à travers le présent chapitre, nous tenterons d'identifier lesquels des facteurs préalablement mentionnés permettent d'identifier les nourrissons qui risquent de ne pas vivre au-delà de leur premier anniversaire de naissance.

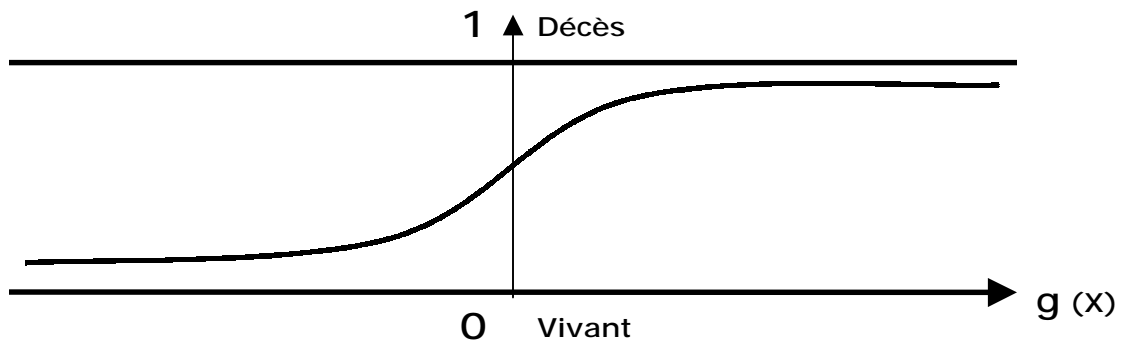
Pour ce faire, nous utiliserons la régression logistique comme stratégie de modélisation, puisque le principal apport de celle-ci est de permettre de connaître l'effet propre de chacune des variables explicatives en tenant compte de l'effet des autres. Au chapitre précédent, plusieurs facteurs se sont révélés associés à la mortalité infantile. Or, nous avons également la possibilité de connaître lesquels de ces facteurs sont réellement liés au phénomène étudié et lesquels ne le sont plus lorsque l'on tient compte des autres facteurs. Dès lors, il nous paraît important de présenter brièvement notre modèle analytique.

5.1 Présentation de notre méthode d'analyse multivariée

La régression logistique permet d'observer la relation entre une variable dépendante Y dichotomique et diverses variables explicatives X_1, X_2, \dots, X_n . Ainsi, notre démarche consistera à relier les probabilités d'observer les modalités de la variable dépendante selon la présence de certaines caractéristiques. Par ailleurs, soulignons que la méthode utilisée ici estime les paramètres du modèle retenu selon une procédure de «probabilité maximale», à savoir que ce sont les résultats observés «les plus probables» qui sont choisis à la suite d'un ajustement réalisé par l'utilisation d'une action itérative généralement nommée maximum de vraisemblance (*Maximum Likelihood*). Cela signifie que le programme informatique part de certaines valeurs de départ pour β_0 et β_1 , vérifiera si les *log chances* estimés sont bien ajustés aux données, corrigera les coefficients, réévaluera le bon ajustement des valeurs estimées, etc., jusqu'à ce qu'aucune correction des coefficients ne permette d'arriver à un meilleur résultat (Howell, 2001 : 620).

La régression logistique est habituellement employée pour modéliser la relation entre une variable dichotomique et une ou plusieurs variables explicatives qui peuvent être nominales, ordinales ou encore continues. L'utilisation d'une régression linéaire, c'est-à-dire d'une droite pour modéliser la relation qui nous intéresse ici, n'est pas préconisée, puisque la droite prend plutôt la forme d'un S ou sigmoïde (figure 5).

Figure 8
Représentation d'une courbe sigmoïde



Dans une régression logistique, nous estimons directement la probabilité qu'un événement se produise pour le cas d'une seule variable indépendante. Ainsi, il sera possible de connaître l'effet de chacune des variables explicatives examinées sur notre variable dépendante et ce, peu importe l'effet des autres variables. De fait, nous pourrions alors constater l'effet d'avoir un père lettré sur la mortalité infantile, une fois que l'effet des autres variables aura été contrôlé de manière statistique. Soulignons que les paramètres estimés à l'aide de la régression logistique sont similaires à ceux de la régression linéaire multiple, exception faite que l'équation se présente sous forme exponentielle ou logarithmique (Marcoux, 1994). Dans ces conditions, nous parlerons de **log chances** estimés. L'équation suivante sera alors utilisée :

$$P(Y = 1) = \frac{e^{B_0 + B_1 X}}{1 + e^{B_0 + B_1 X}}$$

ou encore son équivalent dérivé

$$P(Y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-(B_0 + B_1 X)}}$$

Dans cette équation, $P(Y = 1)$ est la probabilité qu'un enfant décède avant d'avoir atteint l'âge d'un an, β_0 est la constante du modèle, alors que β_i est le coefficient du modèle pour la variable explicative X_i . De même, $\beta_0 + \beta_i$ sont les coefficients estimés à partir des données disponibles, X correspond à la variable indépendante, tandis que e est la base des logarithmes normaux, c'est-à-dire approximativement 2.718.

Dans le cadre d'un modèle de régression logistique comprenant plus d'une variable explicative, le modèle s'écrit comme suit :

$$P(Y = 1) = \frac{e^z}{1 + e^z}$$

ou encore son équivalent dérivé

$$P(Y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-z}}$$

ainsi, Z est la combinaison linéaire de

$$Z = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k$$

que d'aucuns proposent d'écrire de la manière suivante :

$$[\log P(Y = 1 | X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n)] = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i$$

$$\text{avec } \log(x) = \log \frac{x}{1-x}$$

À partir de cette équation, chacun des effets des coefficients des variables explicatives doit être interprété comme opérant sur le logarithme du rapport de cote (**odds ratio**) de notre variable dépendante et non pas sur la valeur d'origine de cette variable (Demaris, 1990 dans Marcoux, 1994 : 148). Conséquemment, l'intensité de l'effet d'une variable explicative ne peut être donnée directement à partir du coefficient proposé par notre modèle.

Interprétation des coefficients d'une régression logistique

Dans une régression linéaire multiple, l'interprétation des coefficients s'effectue de manière invariable. Ainsi, ces coefficients nous disent le changement produit sur notre variable dépendante lorsque notre variable explicative varie d'une unité. Par contre, pour interpréter ou comprendre les coefficients d'une régression logistique, il faut procéder à une remise en ordre de l'équation de notre modèle de régression. Le modèle logistique devrait être réécrit en termes de chance qu'un événement se produise. Sinon, lesdits coefficients doivent être compris comme des changements du **log [chance]** associés à la variation produite par la modification d'une unité de la variable explicative.

Le **e** élevé à la puissance β_i est considéré comme le facteur par lequel la chance augmente lorsque la variable indépendante s'accroît d'une unité. Par ailleurs, si le β_i est positif, ce facteur sera plus grand que 1, ce qui veut dire que le risque de décéder avant l'âge d'un an se trouve augmenté. De même, si β_i est négatif, ce facteur sera plus petit que 1, ce qui veut dire que le risque de mortalité infantile diminue. Finalement, si $\beta_i \cong 0$, le facteur est égal à 1, le risque reste inchangé, bien que la variable explicative varie d'une unité.

Pour bien illustrer notre propos, nous prendrons le coefficient β de la variable explicative GARÇONS, à savoir 0,414. Ainsi, **e** élevée à la puissance du coefficient $\beta = 0,414$, nous donne **Exp (B) = 1,513**. L'interprétation que nous en ferons est donc la suivante : être de sexe masculin accroît les probabilités de décéder avant d'avoir atteint l'âge d'un an.

$$\beta(\text{Garçons}) = e^{0.414} = \text{Exp (B)} = 1.513$$

Par ailleurs, l'interprétation des coefficients d'une régression logistique peut également se comprendre en termes de possibilité qu'un événement se produise. Cette possibilité est définie comme le rapport de la probabilité qui se produira à la probabilité qu'elle ne se produira pas. En fait, les résultats d'une régression logistique sont habituellement exprimés selon une mesure appelée «**rapport de cotes**» et ce, pour chaque variable explicative examinée. Ainsi, plus la valeur du rapport de cotes d'une variable explicative est grande, plus son effet est notable par rapport à la catégorie à laquelle elle se réfère.

Pour les besoins reliés à une étude comme la nôtre, nous utiliserons seulement le sens de l'effet de la variable indépendante donné dans l'équation. Ainsi, dans les analyses subséquentes, les coefficients positifs nous apprendront que les variables explicatives de ces coefficients ont comme conséquence d'augmenter les probabilités de décéder avant d'avoir fêté son premier

anniversaire. Inversement, les coefficients négatifs indiqueront que la présence de la variable a pour effet de diminuer les probabilités de décéder avant d'avoir atteint l'âge d'un an.

Par ailleurs, nos analyses distingueront également les coefficients des variables qui sont significatifs à trois niveaux différents, c'est-à-dire 1 %, 5 % et 10 %, comme c'est généralement le cas dans la littérature scientifique en sciences sociales. À l'instar de ce qu'affirme Marcoux (1994), les coefficients des variables qui présentent un niveau de signification statistique de 10 % devront toutefois être interprétés avec certaines précautions.

Afin d'examiner directement l'effet de chacune des modalités des variables explicatives retenues sur la mortalité infantile, nous avons rendu dichotomique l'ensemble desdites variables en sous-variables. Ainsi, chacune des modalités sera intégrée comme sous-variable à notre modèle de régression logistique. Cependant, dans la mesure où nous désirons estimer les effets de chacune des variables explicatives, il faut impérativement retrancher l'une des sous-variables pour chacune de celles-ci. Cette sous-variable deviendra alors notre catégorie-référence et les résultats recueillis pourront alors être analysés par rapport à cette catégorie-référence, c'est-à-dire à la catégorie omise dans notre modèle¹⁰. Notons par ailleurs que la catégorie retranchée résulte d'un choix arbitraire et qu'il n'a aucun impact sur les coefficients calculés pour les autres variables (Marcoux, 1994).

5.2 Présentation de notre modèle théorique et des variables dépendantes et explicatives qui le composent

Les nombreuses informations dont nous disposons nous permettent d'estimer les probabilités de décéder des enfants nés en 1899 et 1900 dans la ville de Québec. Ainsi, nous analyserons les effets que produisent les caractéristiques des enfants, des pères, des mères et des ménages sur la mortalité infantile à Québec en 1900. D'une part, notre variable dépendante sera le décès ou la survie des enfants nés en 1899 et 1900. D'autre part, les variables explicatives retenues ici sont les mêmes que celles présentées lors des analyses descriptives effectuées précédemment. Néanmoins, afin de se remémorer de quelles variables il s'agit, nous présentons au tableau 5.1 les quatre sections qui constitueront nos niveaux d'analyse. Par ailleurs, soulignons que, de manière analogue aux analyses descriptives, notre analyse multivariée ne sera pas produite séparément pour les garçons et pour les filles. De fait, dans la mesure où nous intégrerons la variable SEXE à notre modèle d'analyse, les différences produites par cette variable seront

¹⁰ Par exemple, le sexe sera divisée en deux sous-variables : «garçon» et «fille». Une seule de ces sous-variables sera incluse dans notre modèle et la sous-variable retranchée deviendra notre catégorie-référence.

nivelées. De surcroît, l'analyse multivariée selon le sexe n'a pas permis de découvrir d'effet de spécification ou encore d'interaction. En clair, les variables explicatives retenues lors de la procédure de régression logistique sont sensiblement les mêmes, peu importe le sexe de l'individu¹¹. De même, le signe de chacun des coefficients donnés par le modèle reste inchangé, sans égard à la modalité conservée de cette variable et ce, bien que le taux de mortalité infantile soit excessivement plus élevé chez les garçons de la ville de Québec.

Tableau 5.1
Présentation des variables retenues et des catégories de référence pour l'analyse multivariée

Sous-variables	Catégories de référence
Les basses terrasses La Cité La Colline Saint-Jean Saint-Roch Saint-Sauveur Saint-Vallier	Jacques-Cartier
Garçons	Filles
Classes de services supérieur et inférieur (I-II) Classe des petits employés non manuels (IIIab) Sous-classe des petits entrepreneurs (IVab) Sous-classe des entrepreneurs du secteur primaire (IVc) Contremaîtres, techniciens inférieurs et travailleurs manuels qualifiés (V-VI) Sous-classe des travailleurs manuels du secteur primaire (VIIb) Indéterminé Sans travail	Sous-classe des travailleurs manuels semi- ou non qualifiés- (VIIa)
Père âgé de moins de 25 ans Père âgé de 26 à 35 ans Père âgé de 36 à 45 ans	Père âgé de 46 ans et plus
Père francophone lettré Père francophone sachant lire seulement Père illettré	Père bilingue et lettrée
Occupation rémunérée pour la mère (oui)	Mère sans occupation rémunérée
Mère âgée de moins de 25 ans Mère âgée de 26 à 35 ans	Mère âgée de 24 ans ou moins
Mère francophone lettrée Mère francophone sachant lire seulement Mère illettrée	Mère bilingue et lettré
Présence d'un membre apparenté (oui)	Sans membre apparenté
Présence d'un logeur (oui)	Sans logeur
Présence d'un domestique (oui)	Sans domestique
Présence d'un autre enfant (-2 ans) Présence de deux autres enfant (-2 ans)	Sans autre enfant de moins de 2 ans

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre de décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

¹¹ Toutefois, les résultats produits par l'analyse sexuée sont disponibles en annexe.

Le premier niveau d'analyse retenu porte sur les caractéristiques des enfants. Ainsi, nous nous intéresserons au sexe de l'individu et au quartier de résidence de ces derniers. En ce qui a trait au quartier de résidence, nous avons retenu les huit groupes suivants : Les Basses-terrasses, La Cité, La Colline et Saint-Jean pour la Haute-Ville, de même que Jacques-Cartier, Saint-Roch, Saint-Sauveur et Saint-Vallier pour le secteur Saint-Charles.

Le second niveau d'analyse porte quant à lui sur les caractéristiques des pères des jeunes enfants de la ville de Québec en 1901. Ainsi, la catégorie socioprofessionnelle du père, le niveau de compétences linguistiques et l'âge de ceux-ci ont été retenus.

Le troisième niveau d'analyse concerne les caractéristiques des mères des nouveau-nés. L'effet du niveau de connaissances linguistiques, de l'âge de la mère et de la participation à la sphère du travail salarié de celle-ci sur la variable dépendante seront examinés.

Finalement, les caractéristiques liées au ménage des nourrissons seront abordées. De fait, l'impact de la présence de logeurs, de domestiques, de membres apparentés et d'autres enfants âgés de moins de 2 ans sur la mortalité infantile sera introduit dans notre modèle d'analyse.

5.3 Une analyse multivariée des décès infantile à Québec en 1900 des enfants nés en 1899 ou 1900 (A) et des enfants nés en 1900 (B)

Dans cette présente partie du chapitre, nous reprenons l'analyse réalisée à la section précédente. Par contre, l'analyse effectuée sera une régression logistique, dans l'optique de spécifier les probabilités qu'un enfant décède avant d'avoir atteint l'âge d'un an en fonction de diverses caractéristiques. L'introduction des variables explicatives a été réalisée selon la méthode ENTER du logiciel SPSS, à savoir que chacun des groupes de variables a été introduit séparément à l'intérieur de notre modèle. En clair, aucune sélection n'a été apportée par le logiciel utilisé. Ainsi, toutes les variables spécifiées dans la construction du modèle furent analysées et incorporées à notre modèle final.

Nous présentons au tableau 5.2 les résultats obtenus lors de la régression logistique en ce qui a trait aux probabilités de décéder avant d'avoir atteint l'âge d'un an chez les nourrissons de la ville de Québec en 1900. Ce tableau correspond au premier niveau de notre modèle, c'est-à-dire aux caractéristiques des enfants à l'étude. À la manière de nos analyses descriptives, nous présentons les probabilités de décès infantile des enfants nés en 1899 ou 1900 (**groupe A**) et celles des enfants nés précisément en 1900 (**groupe B**)

Pour le groupe des enfants nés en 1899 ou 1900, les résultats obtenus démontrent qu'à cette étape de l'analyse, vivre dans les quartiers des Basses-Terrasses, de La Cité, Saint-Jean et Saint-Roch diminue les probabilités de décéder avant l'âge d'un an en comparaison aux nourrissons qui résident dans le quartier Jacques-Cartier. Pour les autres quartiers, à savoir de La Colline, Saint-Sauveur et Saint-Vallier, nous n'observons pas de probabilité statistiquement différente que ce que nous avons constaté pour le quartier Jacques-Cartier. Néanmoins, ces quartiers semblent moins risqués pour les nouveau-nés que Jacques-Cartier. Ensuite, nous constatons que les garçons obtiennent des probabilités plus grandes que les individus de sexe féminin de ne pas survivre jusqu'à leur premier anniversaire et ce, de manière significative.

Tableau 5.2
Résultats pour les caractéristiques individuelles et géographiques des nourrissons de la ville de Québec des enfants nés en 1899-1900 (A) et des enfants nés en 1900 (B)

Sous-variables	Groupe A (1899-1900)		Groupe B (1900)	
	Exp(β)	Sig	Exp(β)	Sig
Quartier (Jacques-Cartier)				
Les Basses-Terrasses	0,513	0,009 ***	0,486	0,017 **
La Cité	0,398	0,009 ***	0,336	0,010 ***
La Colline	0,708	0,120	0,594	0,051 **
Saint-Jean	0,536	0,001 ***	0,546	0,004 ***
Saint-Roch	0,764	0,089 *	0,758	0,135
Saint-Sauveur	0,831	0,203	0,828	0,267
Saint-Vallier	0,785	0,152	0,697	0,070 *
Sexe (Filles)				
Garçons	1,499	0,000 ***	1,465	0,001 ***

*	Statistiquement significatives à 90 %
**	Statistiquement significatives à 95 %
***	Statistiquement significatives à 99 %

Khi 2 30,204 ***

2 Log Likelihood 2101,064

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre de décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

Pour les nourrissons nés en 1900, nos résultats démontrent que les nouveau-nés qui résident dans les quartiers des Basses-Terrasses, de La Cité, de La Colline, Saint-Jean et Saint-Vallier ont des chances significativement moindres de décéder avant d'avoir atteint l'âge d'un an que les nourrissons du quartier Jacques-Cartier. Pour les enfants des quartiers Saint-Roch et Saint-Sauveur, nos résultats indiquent qu'ils n'obtiennent pas de probabilité statistiquement différente de décès infantile, en comparaison des enfants qui composent notre groupe de référence. Ensuite, nous constatons que les nouveau-nés de sexe masculin ont des probabilités significativement plus élevées de décéder avant leur premier anniversaire que ce que nous

notons pour les filles. Ces résultats sont donc relativement conformes à ce que nous avons noté précédemment.

5.3.1 Introduction des variables reliées aux caractéristiques des pères

Avec l'introduction des variables relatives aux caractéristiques des pères des nouveau-nés de 1900, nous constatons que les résultats obtenus précédemment tiennent encore la route, bien que certaines variations se produisent. Ainsi, chez les enfants nés en 1899 et 1900, ceux qui résident dans les quartiers les Basses-Terrasses, de La Cité, Saint-Jean, Saint-Roch, Saint-Sauveur et Saint-Vallier ont des probabilités significativement inférieures de décès infantile, en comparaison de ceux qui habitent Jacques-Cartier. En fait, même les nouveau-nés qui habitent La Colline semblent obtenir des probabilités de décès infantile plus faible que ceux de Jacques-Cartier et ce, bien que ces résultats ne soient pas statistiquement significatifs.

Du côté des nourrissons nés en 1900, suite à l'entrée des variables relatives aux caractéristiques des pères, nous constatons que la probabilité de décéder avant l'âge d'un an pour les garçons demeure approximativement la même, tout comme celle des quartiers des Basses-terrasse, de La Cité, de La Colline, Saint-Jean et Saint-Vallier. Même en contrôlant l'effet des caractéristiques des pères, notamment socioprofessionnelles, les nourrissons des quartiers Saint-Roch et Saint-Sauveur présentent encore des probabilités de décéder moindres que ceux du quartier Jacques-Cartier. Il faut par contre souligner que ces résultats ne sont pas statistiquement significatifs.

Ensuite, chez les nouveau-nés du groupe A, nous observons que, par rapport aux nouveau-nés dont le père se retrouve dans la catégorie socioprofessionnelle des «travailleurs manuels semi ou non qualifiés», ceux dont le père fait partie de la «classe des services supérieur et inférieur» présentent des probabilités significativement moindres de décéder avant leur premier anniversaire, à l'instar de ceux dont le père est sans travail. En contrepartie, les autres catégories professionnelles, lorsqu'elles sont comparées à la catégorie de référence, ne présentent pas de résultats statistiquement significatifs quant à l'effet produit sur la mortalité infantile. Néanmoins, toutes les catégories socioprofessionnelles, hormis celles associées au secteur primaire, semblent être moins néfastes pour les nouveau-nés que la catégorie des «travailleurs manuels semi ou non qualifiés».

De même, chez les nourrissons nés en 1900, il apparaît que ceux dont le père fait partie des catégories «classe des services supérieur et inférieur» et «sans emploi» connaissent des probabilités moindres de décès avant l'âge d'un an que les nouveau-nés dont le père occupe un emploi de «travailleurs manuels semi ou non qualifiés». Pour ce qui est des autres catégories

examinées, nos résultats ne dévoilent pas de différence significative par rapport à la catégorie de référence, bien que celles-ci semblent augmenter les probabilités de survie des nouveau-nés¹².

Tableau 5.3
Introduction des variables relatives aux pères des nourrissons de la ville de Québec 1900 dans notre modèle d'analyse multivariée

Sous-variables	Groupe A (1899-1900)		GROUPE B (1900)	
	Exp(β)	Sig	Exp(β)	Sig
Quartier (<i>Jacques-Cartier</i>)				
Les Basses-Terrasses	0,512	0,009 ***	0,487	0,019 **
La Cité	0,492	0,049 **	0,397	0,033 **
La Colline	0,755	0,211	0,625	0,081 *
Saint-Jean	0,538	0,001 ***	0,551	0,005 ***
Saint-Roch	0,758	0,083 *	0,766	0,155
Saint-Sauveur	0,751	0,058 *	0,788	0,181
Saint-Vallier	0,732	0,070 *	0,667	0,047 **
Sexe (<i>Filles</i>)				
Garçons	1,504	0,000 ***	1,491	0,000 ***
Catégorie socioprofessionnelle (<i>travailleurs manuels semi ou non qualifiés</i>)				
Classes de services supérieur et inférieur (I-II)	0,505	0,008 ***	0,573	0,066 *
Classe des petits employés non manuels (IIIab)	0,748	0,139	0,865	0,527
Sous-classe des petits entrepreneurs (IVab)	0,891	0,458	0,909	0,605
Sous-classe des entrepreneurs du secteur primaire	1,531	0,616	1,420	0,692
Contremaîtres, techniciens inférieurs et travailleurs manuels qualifiés (V-VI)	0,907	0,450	0,910	0,543
Sous-classe des travailleurs manuels du secteur primaire	0,796	0,836	3,308	0,407
Indéterminé	0,852	0,457	0,843	0,502
Sans travail	0,274	0,015 **	0,318	0,038 **
Âge du père (<i>Père âgé de 46 ans et plus</i>)				
Père âgé de moins de 25 ans	0,737	0,166	0,640	0,077 *
Père âgé de 26 à 35 ans	0,911	0,565	0,839	0,360
Père âgé de 36 à 45 ans	1,031	0,854	0,999	0,996
Compétences linguistiques du père (<i>Père bilingue et lettré</i>)				
Père francophone lettré	1,234	0,063 *	1,165	0,257
Père francophone sachant lire seulement	1,911	0,055 *	1,888	0,131
Père illettré	1,159	0,359 *	1,215	0,302

* Statistiquement significatives à 90 %

** Statistiquement significatives à 95 %

*** Statistiquement significatives à 99 %

Khi 2 30,204 ***

2 Log Likelihood 2101,064

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre de décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

Pour les enfants du groupe A, le fait d'avoir un père faisant partie de l'un ou l'autre des groupes d'âge constitués ici ne produit aucune variation statistiquement significative quant à l'effet engendré sur les probabilités de décès infantile. Par contre, les nouveau-nés dont le père ne

¹² Les résultats des catégories du secteur primaire sont incertains étant donné la faiblesse des effectifs.

s'exprime qu'en français et ne sait pas écrire voient leurs chances de décéder avant d'attendre l'âge d'un an augmenter, en comparaison des jeunes enfants dont le père est bilingue et lettré. Par ailleurs, les nourrissons dont le père ne s'exprime qu'en français, bien qu'il sache lire et écrire, ont des probabilités plus grandes de décéder au cours de leur première année de vie que ceux dont le père est bilingue. Chez les enfants dont le père est illettré, nos analyses ne démontrent pas d'effet statistiquement différent par rapport à ceux dont le père est bilingue et lettré.

Pour les nouveau-nés de groupe B, nous constatons que ceux dont le père est âgé de 24 ans et moins présentent des probabilités de décéder avant l'âge d'un an significativement plus faibles que les nourrissons dont le père est âgé de 46 ans et plus, alors que ceux pour qui le père est âgé de 26 à 35 ans, mais aussi de 36 à 45 ans, ne présentent pas de probabilité statistiquement différente de décéder que les enfants de pères qui composent la catégorie de référence. Enfin, à cette étape de l'analyse, il appert que le niveau de connaissances des pères n'a aucun effet statistiquement significatif sur les probabilités de décéder avant l'âge d'un an chez les nourrissons nés en 1900 dans la ville de Québec. Toutefois, nos résultats démontrent une certaine tendance, à savoir que le fait d'avoir un père bilingue et lettré diminue les chances de décès des nouveau-nés.

5.3.2 Introduction des variables reliées aux caractéristiques des mères

L'entrée des variables relatives aux caractéristiques des mères ne modifie pour ainsi dire pratiquement pas les résultats préalables. Chez les nourrissons nés en 1899 et 1900, ceux qui habitent les Basses-Terrasses, La Cité, Saint-Jean et le quartier Saint-Roch obtiennent des probabilités de décéder avant l'âge d'un an inférieures à ceux qui résident dans le quartier Jacques-Cartier. Par contre, les différences notées pour les quartiers Saint-Vallier et Saint-Sauveur redeviennent non significatives à la suite de l'introduction des caractéristiques des mères et ce, bien que les probabilités de décès infantile semblent toujours inférieures à celles estimées pour Jacques-Cartier. De même, les garçons présentent encore des probabilités de décéder avant l'âge d'un an plus grandes que celles des filles. Du côté des nourrissons du groupe B, l'admission des variables relatives aux caractéristiques des mères des nouveau-nés de 1900 produit des résultats somme toute largement similaires à ceux préalablement présentés.

En ce qui a trait aux effets des catégories socioprofessionnelles des groupe A et B, les nourrissons issus des catégories «classe des services supérieur et inférieur», de même que «sans emploi», conservent des probabilités de décès infantile moins élevées que ceux dont le père fait partie des «travailleurs manuels semi ou non qualifiés» malgré l'entrée des variables

Tableau 5.4

Introduction des variables relatives aux mères des nourrissons de la ville de Québec 1900 dans notre modèle d'analyse multivariée

Sous-variables	Groupe A (1899-1900)		GROUPE B (1900)	
	Exp(β)	Sig	Exp(β)	Sig
Quartier (<i>Jacques-Cartier</i>)				
Les Basses-Terrasses	0,513	0,009 ***	0,498	0,024 **
La Cité	0,398	0,009 ***	0,398	0,034 **
La Colline	0,708	0,120	0,585	0,051 **
Saint-Jean	0,536	0,001 ***	0,560	0,006 ***
Saint-Roch	0,764	0,089 *	0,762	0,151
Saint-Sauveur	0,831	0,203	0,787	0,185
Saint-Vallier	0,785	0,152	0,660	0,045 **
Sexe (<i>Filles</i>)				
Garçons	1,512	0,000 ***	1,506	0,000 ***
Catégorie socioprofessionnelle (<i>travailleurs manuels semi ou non qualifiés</i>)				
Classes de services supérieur et inférieur (I-II)	0,533	0,015 **	0,609	0,104 *
Classe des petits employés non manuels (IIIab)	0,769	0,186	0,881	0,582
Sous-classe des petits entrepreneurs (IVab)	0,909	0,544	0,919	0,651
Sous-classe des entrepreneurs du secteur primaire	1,653	0,555	1,560	0,617
Contremaîtres, techniciens inférieurs et travailleurs manuels qualifiés (V-VI)	0,899	0,413	0,892	0,467
Sous-classe des travailleurs manuels du secteur primaire (VIIb)	0,832	0,868	3,124	0,426
Indéterminé	0,885	0,573	0,861	0,560
Sans travail	0,235	0,008 ***	0,312	0,040 **
Âge du père (<i>Père âgé de 46 ans et plus</i>)				
Père âgé de moins de 25 ans	0,793	0,367	0,888	0,690
Père âgé de 26 à 35 ans	1,051	0,790	1,142	0,547
Père âgé de 36 à 45 ans	1,102	0,562	1,095	0,648
Compétences linguistiques du père (<i>Père bilingue et lettré</i>)				
Père francophone lettré	1,200	0,122	1,154	0,308
Père francophone sachant lire seulement	1,893	0,062 *	1,916	0,130
Père illettré	1,084	0,633	1,153	0,471
Sans occupation rémunérée				
Occupation rémunérée pour la mère	5,113	0,000 ***	4,479	0,001 ***
Âge de la mère (<i>Mère âgée de 36 ans et plus</i>)				
Mère âgée de moins de 25 ans	0,933	0,696	0,652	0,041 **
Mère âgée de 26 à 35 ans	0,806	0,092 *	0,644	0,004 ***
Compétences linguistiques de la mère (<i>Mère bilingue et lettrée</i>)				
Mère francophone lettrée	1,006	0,963	1,042	0,768
Mère francophone sachant lire seulement	1,383	0,246	1,271	0,465
Mère illettrée	1,133	0,509	0,965	0,873

*	Statistiquement significatives à 90 %
**	Statistiquement significatives à 95 %
***	Statistiquement significatives à 99 %

Khi 2 30,204 ***

2 Log Likelihood 2101,064

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre de décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

relatives aux mères. Chez les autres catégories socioprofessionnelles, nos résultats nous permettent d'affirmer que les probabilités de décéder ne sont pas différentes que ce que nous avons noté précédemment.

Ensuite, pour les nourrissons nés en 1899 et 1900, les effets produits par l'âge des pères restent les mêmes malgré l'introduction des variables relatives aux mères. Du côté des effets engendrés par le niveau d'éducation du père sur les probabilités de décéder, il semble qu'à l'entrée des caractéristiques de la mère, il ne reste plus, chez le groupe A, que les nourrissons dont le père ne s'exprime qu'en français et ne sait pas lire qui présentent des probabilités statistiquement différentes que celles des nouveau-nés dont le père est bilingue et lettré. Alors que, plus tôt, nous notions que les jeunes dont le père s'exprimait en français seulement, mais savait lire et écrire connaissaient des probabilités de décéder avant l'âge d'un an plus grandes que chez les enfants nés de pères bilingues et lettrés, cette différence n'apparaît plus statistiquement significative lorsque nous contrôlons l'effet produit par les caractéristiques des mères. Chez les nourrissons du groupe B, les résultats demeurent quant à eux largement similaires à ceux du modèle précédent malgré l'introduction des variables relatives aux caractéristiques des mères. Ainsi, l'introduction desdites variables ne modifie que les probabilités de décès des enfants dont le père est âgé de 24 ans et moins. Celles-ci deviennent, à l'entrée des caractéristiques des mères, statistiquement non significatives aux niveaux retenus.

Abordons maintenant les effets provoqués par les caractéristiques des mères. D'abord, quant aux niveaux de connaissances des mères des nouveau-nés du groupe A, nous constatons qu'ils n'ont aucun effet statistiquement significatif sur les probabilités de décéder avant l'âge d'un an chez les nourrissons de la ville de Québec en 1900. Cette tendance est également observée chez les nourrissons du groupe B. Par contre, l'âge de la mère semble avoir des effets non négligeables chez les enfants nés en 1899 et 1900. De fait, les nourrissons dont la mère est âgée de 26 à 35 ans, comme ceux dont la mère est âgée de moins de 24 ans, obtiennent des probabilités de décéder avant l'âge d'un an plus faibles, en comparaison aux nouveau-nés dont la mère est âgée de 36 ans et plus. En contrepartie, les enfants nés en 1900 de mères âgées de 25 ans et moins ne présentent pas, à la lumière de nos résultats, de probabilité statistiquement différente de connaître un décès infantile par rapport au groupe de référence mentionné plus tôt. Toutefois, les nourrissons nés en 1900 dont la mère est âgée de 26 à 35 ans présentent eux aussi des probabilités de décès infantile inférieures à ceux dont la mère est âgée de plus de 36 ans. Finalement, les nourrissons du groupe A et du groupe B dont la mère occupait un emploi rémunéré en 1901 voient leurs probabilités de décéder avant l'âge d'un an augmenter de manière marquée, en comparaison des jeunes enfants dont la mère n'était pas rétribuée pour ses travaux. Par ailleurs, c'est ce dernier facteur qui semble obtenir l'effet le plus grand sur les

probabilité de décès infantile. En fait, les chances de décéder sont, pour chacun des groupes, cinq fois plus grandes pour les nourrissons dont la mère occupe un emploi rémunéré !

5.3.3 Introduction des variables reliées aux caractéristiques des ménages

Avec l'introduction du dernier niveau d'analyse, l'ensemble des résultats précédemment observés subsiste, bien que diverses variations se produisent. Pour le groupe A, les nouveau-nés des quartiers des Basses-terrasses, de La Cité, Saint-Jean et Saint-Roch conservent des probabilités inférieures de décéder avant l'âge d'un an en comparaison des enfants qui habitent le quartier Jacques-Cartier. Ceux des quartiers Saint-Sauveur et Saint-Vallier présentent à nouveau des différences statistiquement significatives moindres quant à leurs probabilités de décès en comparaison aux individus qui composent notre groupe de référence. Chez les nourrissons nés en 1900, nous constatons maintenant que ceux qui résident dans les quartiers des Basses-terrasses, de La Cité, Saint-Jean et Saint-Vallier ont des probabilités plus faibles de décéder avant l'âge d'un an que les nourrissons qui habitent le quartier Jacques-Cartier, alors que ceux qui demeurent dans les autres quartiers ne présentent pas de probabilité de décéder statistiquement différente que ce qui est noté pour le groupe de référence. Il nous faut toutefois noter que les nouveau-nés de ces derniers quartiers présentent tout de même des probabilités de décès inférieures aux nourrissons de Jacques-Cartier. De même, le désavantage constaté chez les jeunes garçons se maintient face aux individus de sexe féminin et ce, pour nos deux groupes.

Ensuite, nonobstant l'introduction des variables relatives au ménage des nourrissons, les enfants nés en 1899 et 1900 de père faisant partie des catégories socioprofessionnelles «classe des services supérieur et inférieur», de même que «sans emploi» obtiennent toujours des probabilités de connaître la mort avant l'âge d'un an plus faibles que les nouveau-nés dont le père occupe un emploi dans la catégorie «travailleurs manuels semi ou non qualifiés». Chez les nourrissons du groupe B, l'entrée des caractéristiques liées au ménage produit un effet similaire, hormis que ceux dont le père occupe un emploi dans la catégorie «classe des services supérieur et inférieur» ne présentent plus de différence statistiquement significative. Malgré tout, en comparaison aux enfants de «travailleurs manuels semi ou non qualifiés», les nourrissons des autres catégories socioprofessionnelles, exceptées celles liées au secteur primaire, obtiennent des probabilités de décès infantile inférieures.

Par ailleurs, en concordance avec ce que nous avons noté auparavant, les enfants nés en 1899 et 1900 dont le père ne s'exprime qu'en français et ne sait pas écrire ont des probabilités de décès infantile plus grandes que les nourrissons dont le père est bilingue et lettré. Le fait d'avoir un père faisant partie de l'un ou l'autre des groupes d'âge ne produit aucune variation quant à

l'effet généré sur la mortalité infantile. Chez les enfants nés en 1900, nous n'observons pas d'effet significatif pour ces deux dernières variables¹³.

Quant aux caractéristiques liées aux mères des nourrissons, soulignons que le fait d'avoir une mère ayant l'un ou l'autre des niveaux de connaissances présentés, n'engendre aucune variation sur les probabilités de décès infantile et ce, pour chacun des groupes. D'autre part, chez les enfants du groupe A, mais également du groupe B, ceux dont la mère est âgée entre 26 et 35 ans conservent des probabilités plus faibles de mourir avant d'atteindre l'âge d'un an, en comparaison des enfants de mères âgées de 36 ans et plus. Par ailleurs, nous observons également, chez ceux nés en 1900 de mères âgées de moins de 25 ans, des probabilités de décès inférieures à ceux nés de mères âgées de 36 ans et plus. Enfin, les nouveau-nés dont la mère occupe un emploi rémunéré présentent des chances plus grandes de décéder durant leur première année de vie que les enfants de mère qui n'ont pas intégré la sphère du travail rétribué et ce, pour chacun des groupes examinés.

En ce qui a trait aux variables relatives au ménage des nourrissons nés en 1899 et 1900, nous constatons que ceux dont le ménage comporte un membre apparenté semblent avantagés par rapport aux enfants dont le ménage ne comprend pas de membre semblable. Cette constatation est également établie pour les nourrissons nés en 1900. Ensuite, chez les nourrissons du groupe A, la présence de logeurs n'engendre pas de différence statistiquement significative par rapport aux risques de décès infantile, tout comme la présence de domestiques. Quant à ceux du groupe B, la présence de domestique entraîne une diminution substantielle des probabilités de décès en comparaison de l'absence de domestique, alors que la présence de logeurs ne génère pas d'effet perceptible.

Inversement, à la lumière de nos résultats, les nourrissons dont le ménage comprend deux autres enfants âgés de moins de deux ans sont désavantagés en comparaison des nouveau-nés dont le ménage n'en comporte aucun. En fait, pour chacun des groupes examinés, les enfants dont le ménage comporte deux autres enfants de moins de deux ans risquent, de manière significative et élevée par rapport aux enfants dont le ménage ne comporte aucun enfant de moins de deux ans, de décéder avant leur premier anniversaire.

¹³ Nos analyses ont été refaites en enlevant la variable relative à l'âge du père et les résultats sont similaires.

Tableau 5.5
Présentation des variables retenues et des catégories de référence pour l'analyse multivariée

Sous-variables	GROUPE A (1899-1900)		GROUPE B (1900)	
	Exp(β)	Sig	Exp(β)	Sig
Quartier (<i>Jacques-Cartier</i>)				
Les Basses-Terrasses	0,518	0,012 ***	0,516	0,032 **
La Cité	0,541	0,095 *	0,471	0,089 *
La Colline	0,736	0,184	0,649	0,118
Saint-Jean	0,539	0,001 ***	0,573	0,009 ***
Saint-Roch	0,757	0,086 *	0,792	0,222
Saint-Sauveur	0,743	0,054 **	0,789	0,193
Saint-Vallier	0,732	0,075 *	0,667	0,053 **
Sexe (<i>Filles</i>)				
Garçons	1,513	0,000 ***	1,509	0,000 ***
Catégorie socioprofessionnelle (<i>travailleurs manuels semi ou non qualifiés</i>)				
Classes de services supérieur et inférieur (I-II)	0,575	0,036 **	0,654	0,170
Classe des petits employés non manuels (IIIab)	0,814	0,303	0,946	0,812
Sous-classe des petits entrepreneurs (IVab)	0,952	0,758	0,978	0,907
Sous-classe des entrepreneurs du secteur primaire	1,956	0,433	1,868	0,486
Contremaîtres, techniciens inférieurs et travailleurs manuels qualifiés (V-VI)	0,898	0,409	0,885	0,439
Sous-classe des travailleurs manuels du secteur primaire	0,857	0,889	3,044	0,438
Indéterminé	0,921	0,707	0,908	0,707
Sans travail	0,256	0,013 ***	0,340	0,057 **
Âge du père (<i>Père âgé de 46 ans et plus</i>)				
Père âgé de moins de 25 ans	0,790	0,363	0,869	0,639
Père âgé de 26 à 35 ans	1,014	0,940	1,100	0,669
Père âgé de 36 à 45 ans	1,095	0,594	1,095	0,652
Compétences linguistiques du père (<i>Père bilingue et lettré</i>)				
Père francophone lettré	1,189	0,144	1,152	0,319
Père francophone sachant lire seulement	1,859	0,072 *	1,920	0,131
Père illettré	1,060	0,730	1,129	0,541
Sans occupation rémunérée				
Occupation rémunérée pour la mère	5,212	0,000 ***	4,272	0,002 ***
Âge de la mère (<i>Mère âgée de 36 ans et plus</i>)				
Mère âgée de moins de 25 ans	0,933	0,700	0,658	0,048 **
Mère âgée de 26 à 35 ans	0,793	0,074 *	0,645	0,005 ***
Compétences linguistiques de la mère (<i>Mère bilingue et lettrée</i>)				
Mère francophone lettrée	0,977	0,846	0,992	0,957
Mère francophone sachant lire seulement	1,375	0,257	1,246	0,504
Mère illettrée	1,112	0,577	0,963	0,866
Sans membre apparenté				
Présence d'un membre apparenté	0,775	0,068 *	0,734	0,061 *
Sans logeur				
Présence d'un logeur	0,920	0,615	0,980	0,916
Sans domestique				
Présence d'un domestique	0,751	0,109	0,619	0,029 **
Sans autre enfant (-2 ans)				
Présence d'un autre enfant (-2 ans)	1,006	0,952	1,011	0,930
Présence de deux autres enfants (-2 ans)	2,131	0,000 ***	2,378	0,002 ***

*	Statistiquement significatives à 90 %
**	Statistiquement significatives à 95 %
***	Statistiquement significatives à 99 %

Chi 2 30,204 ***

2 Log Likelihood 2101,064

Source : Bases de données de recensement de 1901 et registre de décès 1900 du Programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec» (PHSVQ) du Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ-Université Laval).

5.4 Bilan de l'impact des différentes variables sur la mortalité infantile et discussions

Comme le soulignaient Turmel et Hamelin (1995) pour le Québec, mais aussi Condran et Crimmins (1980) pour les États-Unis, la mortalité infantile atteignait, au tournant du siècle, des sommets inégalés et ce, plus particulièrement dans les milieux urbanisés ou en voie de l'être. Tant et si bien qu'à cette époque, d'aucuns la nommaient «la grande faucheuse d'enfants» (Turmel et Hamelin, 1995 : 440). Or, l'avantage des milieux ruraux n'est pas fonction d'un meilleur programme d'hygiène, ou encore d'une connaissance supérieure des méthodes de traitement et de prévention des maladies. En fait, il semble que les taux de mortalité inférieurs des campagnes résultent essentiellement de l'espace plus vaste qui sépare les individus les uns des autres (Preston et Haines, 1991).

Ainsi, l'urbanisation entraîne une concentration d'individus dans un espace limité, ce qui favorise la détérioration des conditions de vie et la diffusion de certaines maladies contagieuses. D'autre part, l'urbanisation engendrerait une réorganisation spatiale dont les impacts seraient ressentis inégalement, en fonction de la zone de résidence (Woods et al., 1988; Preston et Haines, 1991). Cette tendance a aussi été observée par Pelletier, Legaré et Bourbeau (1997) pour la ville de Montréal: «In the context of Montreal's rapid industrialization in the mid-nineteenth century, its changing economic structure and housing density must have imposed strains on the living conditions of the poor, and more particularly upon their infants».

Dans le contexte de la ville de Québec au tournant du siècle, nous constatons que le secteur d'habitation joue un rôle prépondérant sur la mortalité infantile. Or, en comparaison au quartier Jacques-Cartier, chacun des secteurs, hormis celui de La Colline qui n'est pas statistiquement significative, entraîne une diminution importante des probabilités de décès infantile. En d'autres termes, habiter le secteur Jacques-Cartier augmente de manière significative les probabilités de ne pas survivre jusqu'à l'âge d'un an et ce, même lorsque nous contrôlons l'effet des autres variables explicatives.

Ces résultats n'ont, à proprement parler, rien de surprenant. Les rues de la Basse-Ville, en particulier celles du quartier Jacques-Cartier, sont situées au bas de la falaise. Elles sont sales et boueuses, notamment en raison des débordements causés par les pluies et l'écoulement qui dévale la pente. Conformément à ce que notait Laroque (1970), «dans la Basse-Ville commerciale, partie moins privilégiée, les cours sont, pour une bonne moitié, étroites, humides et mal aérées; le sol, recouvert ou non par un pavage, paraît infiltré par les purins ou par les jus de déchets qui y ont été déposés. Ces liquides y sont même stagnants parfois» (Laroque, 1970 : 39). Par surcroît, les égouts de la ville, aménagés sur une pente raide depuis la Haute-Ville

jusqu'en Basse-Ville, se dirigeaient vers la rivière Saint-Charles en passant par le quartier Jacques-Cartier, y laissant vraisemblablement au passage quelques déchets. Lemoine (1983), quant à lui, faisait remarquer qu'une grande partie de la population des quartiers ouvriers s'abreuvait à des puits viciés ou encore directement à la rivière Saint-Charles, malgré qu'à marée basse, le système d'égout y laissait s'échouer des déchets le long des berges, tandis qu'à marée haute, ils contaminaient le cours d'eau.

Pourtant, bien que la géographie de la ville ait un impact significatif sur la mortalité infantile, d'autres variables explicatives subsistent. De fait, la variable relative au sexe des nourrissons demeure, en bout de ligne, l'une de ces variables. On peut alors poser la question suivante : dans la mesure où la mortalité infantile est tributaire du secteur d'habitation, pour quelle(s) raison(s) les garçons sont-ils éprouvés plus fortement par les décès avant l'âge d'un an ? Il est probable que cette surmortalité masculine témoigne d'une discrimination dans l'alimentation et dans les soins sanitaires donnés aux enfants. Cette discrimination pourrait provenir d'une «préférence» à l'égard des filles, qui auraient une plus grande utilité économique pour leur famille que les garçons. Paradoxalement, Lalou (1990) a observé qu'au 17^e siècle, les filles jouissaient d'un statut inférieur. À cette époque, la naissance d'une jeune fille est considérée comme un présage de malheurs et d'appauvrissement. Il faut alors admettre que la tendance se serait renversée au tournant du 20^e siècle.

Il faut souligner que certains auteurs ont noté un avantage génétique pour les filles au cours de la période néonatale et ce, malgré un poids plus élevé à la naissance des garçons (Pressat, 1973). Un bref coup d'œil à la distribution des décès nous apprend que les décès imputables à la constitution de l'enfant, qui devraient vraisemblablement survenir dans la période dite néonatale, sont, en nombres absolus, plus fréquents chez les garçons. En fait, la surmortalité masculine au cours de la première année de vie est un fait relativement bien connu, que nos résultats confirment également. D'ailleurs, cet avantage en faveur des filles a même été noté en Suède, où Lynch et Greenhouse (1994) ont observé que celles-ci connaissaient généralement des risques de décès infantile plus faibles que les garçons.

Si les effets de l'urbanisation sur la mortalité infantile sont assez bien connus, il en va autrement des conséquences de l'industrialisation. Malgré tout, il est généralement admis que les changements industriels furent moins avantageux pour les classes laborieuses. Ainsi, bien que la mortalité infantile soit liée aux conditions de vie des différentes classes de la société, elle demeure très sensible aux conditions sociales (Henripin, 1961: 4). Dans ces conditions, l'appartenance à l'une ou l'autre des catégories socioprofessionnelles devrait engendrer des probabilités de décès infantile distinctes. Nos résultats laissent plutôt présager le contraire. À

l'instar de ce qu'avaient noté Thornton et Olson (1991; 2001) pour Montréal, il nous faut rejeter l'idée que la structure professionnelle soit l'un des facteurs les plus déterminants de la mortalité infantile. Hormis la catégorie «classe des services supérieur et inférieur»¹⁴, la catégorie socioprofessionnelle du père n'a pas d'effet statistiquement significatif sur la mortalité infantile¹⁵. Toutefois, il faut se rappeler que nos résultats sont interprétés à partir d'une catégorie de référence. Ainsi, seuls les enfants de la catégorie «classe des services supérieur et inférieur» présentent des probabilités statistiquement significative de décéder avant l'âge d'un an, en comparaison des nouveau-nés de la catégorie «travailleurs manuels semi ou non qualifiés».

Or, Haines (1995) a démontré qu'au tournant du siècle, en Écosse et en Angleterre, les effets des améliorations sanitaires se sont faits ressentir plus hâtivement chez les classes sociales privilégiées. De même, Gossage (1999) a constaté une tendance à la baisse de la fécondité chez les Canadiens français pour chaque groupe socio-économique, bien que ladite diminution ne se soit pas effectuée avec la même intensité pour chacun de ses groupes (Gossage, 1999). Il est probable que l'adoption de nouvelles méthodes de puériculture se soit effectuée plus rapidement dans les milieux favorisés, alors que les comportements traditionnels, possiblement défavorables à la survie des nourrissons, tendent à persister plus longtemps dans les classes dites populaires. Dans ces conditions, nous nous plaçons dans une perspective culturaliste, où les changements de mentalité, qui se diffusent des milieux favorisés jusqu'aux classes populaires, engendreraient une diminution de la mortalité infantile. Toutefois, afin de bien comprendre cette dynamique, l'avantage procuré par une perspective longitudinale aurait été précieux.

Qui plus est, dans une étude portant sur la formation des ménages chez les Canadiens français de Saint-Hyacinthe, Gossage (1999) a démontré que certains travailleurs connaissaient une grande variété de professions au cours de leur carrière professionnelle. Pour ce faire, l'auteur posait le postulat que l'instabilité professionnelle était nettement corrélée avec le degré de prolétarianisation. Conséquemment, les nombreuses variations professionnelles des individus devraient être considérées comme des évolutions ou des transitions, entraînant des effets variables. Dans notre analyse, il aurait alors été intéressant de connaître les effets du cursus professionnel d'une personne sur les probabilités de décès infantile de ses enfants. En d'autres termes, une mobilité professionnelle ascendante aurait certainement eu une incidence positive sur les probabilités de décès infantile, alors que des périodes de chômage répétées auraient sans doute entraîné des effets différents.

¹⁴ La catégorie «sans emploi» est considérée comme statistiquement significative dans notre modèle. Or, puisqu'elle ne comporte que 4 cas, nous avons choisi d'omettre ce résultat.

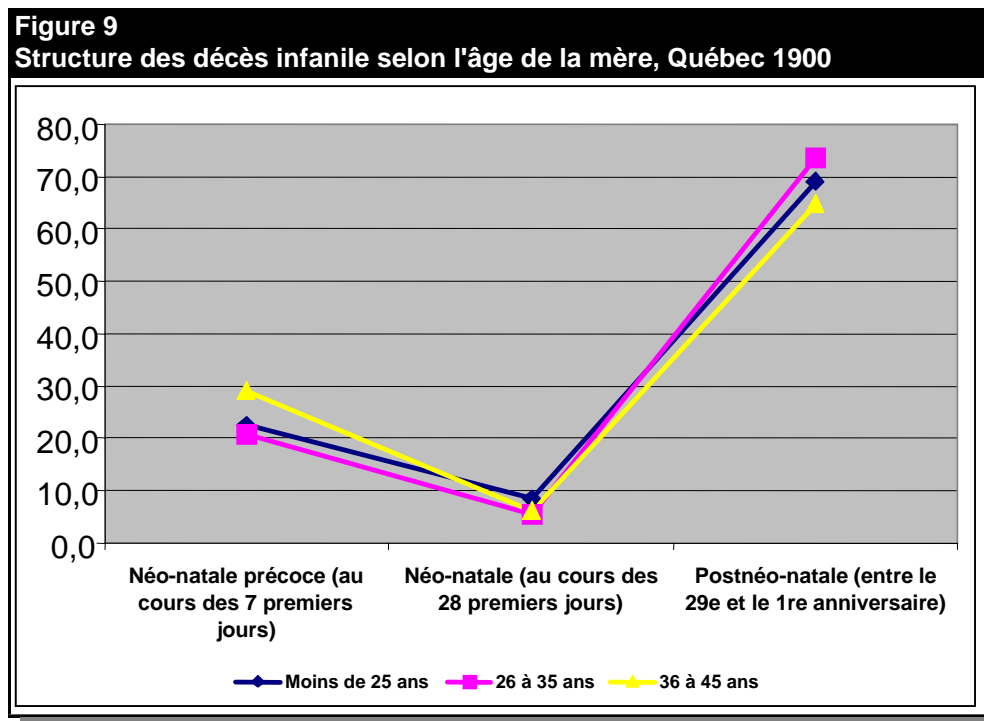
¹⁵ Il faut par ailleurs se demander si les conditions de vie d'un ouvrier de la Haute-Ville sont les mêmes que celles d'un ouvrier de la Basse-Ville. Il est probable que non.

Alors que l'âge du père n'a pas d'impact sur la mortalité infantile, le niveau d'instruction est considéré comme l'un des facteurs prépondérants de notre étude. Déjà, l'analyse d'Henripin (1961) concernant la mortalité exogène dans la première moitié du 20^e siècle à Montréal avait souligné que l'instruction présentait les valeurs les plus statiquement significatives pour expliquer le phénomène. Selon celui-ci, l'instruction joue un rôle indirect sur la mortalité infantile. L'instruction incite à se renseigner, favorise le développement d'attitudes rationnelles et est généralement accompagnée d'une plus grande réceptivité à l'égard des nouvelles innovations en puériculture. (Henripin, 1961 : 28). Alors que l'effet du niveau d'instruction de la mère sur la mortalité infantile a été abondamment illustré (Caldwell, 1981), nos résultats démontrent que l'instruction du père est plus importante que celle de son épouse. Cette conclusion a également été constatée par Preston et Haines (1991) et ce, plus spécifiquement pour les zones urbaines.

Déjà Mosley et Chen (1984) avaient noté que le niveau d'instruction des mères avait des répercussions perceptibles sur les rapports entre les membres du ménage. L'un des changements observés suite à l'amélioration du niveau de connaissances de la mère fut la modification du rapport de puissance intra-familial en faveur de la mère, qui se traduisait généralement par de meilleures chances de survie pour ses nourrissons. Dans la mesure où nous ne notons pas de variations produites par le niveau de connaissances des mères, deux explications peuvent selon nous être avancées. D'une part, il est possible que les femmes de la ville de Québec en 1900 n'aient pas bénéficié d'une amélioration de leur niveau de connaissances ou encore de la progression corollaire de leur statut. D'autre part, l'indicateur employé ici pour mesurer le niveau de connaissances est contestable et constitue une évaluation imparfaite du niveau d'éducation. De fait, en raison des limites imposées par une étude à caractère sociohistorique comme la nôtre, cet indicateur repose essentiellement sur quatre dimensions, à savoir la capacité de lire, d'écrire et de s'exprimer en français ou encore en anglais. Ainsi, le nombre d'années d'études, par exemple, n'est pas considéré, ce qui entraîne potentiellement certaines difficultés.

L'âge de la mère engendre, quant à lui, d'importantes différences relatives aux probabilités de décès des nourrissons de la ville de Québec en 1900. Ici, les nouveau-nés dont la mère est âgée entre 26 et 35 ans ont des chances plus grandes que ceux dont la mère est âgée de plus de 36 ans de survivre à leur première année de vie. Ces résultats sont similaires à ceux observés par Thornton et Olson (1991) pour la ville de Montréal. De même, Preston et Haines (1991) avaient également souligné que les mères plus âgées donnent généralement naissance prématurément, ce qui augmentait considérablement les probabilités de décès de leurs enfants. Typiquement, la relation entre la mortalité infantile et l'âge de la mère à la naissance prend la forme d'un J (Bongaarts, 1987) (voir figure 9). La santé de la mère, possiblement altérée par les naissances

précédentes, y joue certainement un rôle prépondérant. Ceci dit, il nous faut souligner que les probabilités de décès infantile ne sont pas indépendantes du rang de naissance du nouveau-né. En effet, Lynch et Greenhouse (1994) ont démontré qu'en Suède, les probabilités de décès sont intimement et positivement liées au rang de naissance, alors que le rang de naissance est normalement associé à l'âge de la mère. Or, dans une perspective transversale comme celle adoptée ici, l'estimation du rang de naissance est difficilement réalisable. Encore une fois, l'apport d'une analyse longitudinale serait propice à l'analyse de l'effet de l'âge de la mère et des interactions produites par le rang de naissance des nouveau-nés.



En ce qui a trait au travail salarié des mères, il nous faut tout d'abord souligner que les sources d'information sur le travail féminin pour la fin du dix-neuvième siècle sont incomplètes, voire presque inexistantes. Malgré tout, d'aucuns ont souligné que «la main-d'œuvre féminine devient majoritaire dans au moins une industrie et constitua un pourcentage important dans plusieurs autres. Les femmes, dont plusieurs étaient mariées, travaillaient par nécessité, pour leur subsistance et celle de leurs dépendants» (Cross, 1983 : 62). Les chiffres présents dans le recensement de 1901 dévoilent le nombre de femmes qui travaillaient le jour du recensement. Ainsi, ce nombre est probablement sous-évalué, compte tenu qu'il n'y a aucune façon d'évaluer le nombre de femme qui travaillaient temporairement pour soutenir de manière momentanée les revenus familiaux.

Malgré ces lacunes, la participation de la mère à des activités salariées révèle des effets négatifs sur les probabilités de survivre des jeunes enfants. Il appert que ces derniers souffraient de l'absence à la maison de leur mère. Or, Dyhouse (1978) avait avancé l'hypothèse que ceux-ci pouvaient tirer bénéfice de l'alimentation supplémentaire et de meilleures conditions que le salaire de leur mère pouvait procurer. De même, Dyhouse (1978) soulignait que la mortalité parmi les enfants en bas âge dont la mère était employée dans l'industrie était réellement inférieure à celle de ceux dont la mère ne s'était pas retrouvée dans la sphère du travail salarié. À la lumière de nos résultats, loin d'avoir un impact positif sur les chances de survie, la participation des mères au travail salarié aurait plutôt entraîné une substitution du temps de travail consacré par les femmes aux activités domestiques par des activités à l'extérieur de la maison. Cette diminution de temps consacré à l'enfant constitue vraisemblablement un effet négatif. À l'instar de ce qui avait été noté pour les États-Unis, «evidence has begun to emerge suggesting that woman's work outside the home is associated with higher risk of child death» (Preston et Haines, 1991: 40). Nous pourrions alors poser l'hypothèse que le travail salarié des mères constituait probablement une raison valable pour que celles-ci aient recours à l'allaitement artificiel, étant donné les difficultés de concilier les exigences liées à la maternité aux nombreuses tâches domestiques et professionnelles (Lemieux et Mercier, 1989). De même, Preston et Haines (1991) avaient, quant à eux, souligné qu'une partie importante de ces mères devaient généralement traiter avec l'absence prolongée de leur époux, ce qui les entraînait potentiellement sur le marché du travail. Malheureusement, les informations auxquelles nous avons accès ne nous permettent pas de vérifier cette hypothèse.

Il est également possible d'envisager la relation présentée ici sous un angle nouveau. Ainsi, nous pourrions poser l'hypothèse que la mort du dernier né engendrerait un retour prématuré de la mère dans la sphère du travail salarié, de la même manière que le décès d'un nourrisson entraîne l'arrêt de l'aménorrhée post-partum et potentiellement la naissance d'un autre enfant. Par surcroît, il faut garder en mémoire que les informations relatives aux parents ont été colligées à partir des renseignements disponibles sur le recensement canadien qui s'est déroulé après la mort du nourrisson, à savoir au cours de l'année 1901. Incidemment, la seule manière de vérifier cette hypothèse repose sur l'utilisation de données longitudinales, qui ne nous sont pas disponibles pour l'instant.

Nous avons également observé que la présence de logeurs dans le ménage n'a aucun effet statistiquement significatif sur les probabilités de décès des nourrissons. Pourtant, la présence de logeurs accapare une partie importante du temps de la mère, en augmentant considérablement ses tâches ménagères. De plus, nous supposons au départ que la présence d'un logeur était une indication que le ménage se trouvait dans une situation de précarité économique nécessitant

l'apport d'une source de revenus supplémentaires, ce qui devait contribuer à augmenter les probabilités de décès. À la lumière de nos résultats, cette supposition s'avère inexacte. Pour chacune de nos analyses, la présence de logeurs n'a pas d'effet sur notre variable dépendante.

En contrepartie, la présence de domestiques avait été identifiée au départ comme un signe d'une plus grande richesse et d'une disponibilité supérieure à l'égard de l'assistance au nouveau-né. Déjà, Preston et Haines (1991) avaient démontré que les ménages pouvant se prévaloir d'un aide-domestique présentaient des taux de mortalité infantile inférieurs aux ménages ne bénéficiant pas d'une aide semblable. Nos résultats ont démontré qu'une telle présence diminue les probabilités de décès infantile et ce, plus spécialement chez les nourrissons nés en 1900. Il nous faut souligner que les ménages de la bourgeoisie locale sont plus susceptibles d'abriter des individus répertoriés comme domestiques.

Ensuite, la présence d'un membre apparenté constitue ici une contribution significative à la survie des nouveau-nés. Déjà, Lemieux et Mercier (1989) avaient défendu l'idée que les femmes canadiennes françaises bénéficiaient d'une aide familiale importante à la suite d'une naissance. Après accouchement, la nouvelle maman était entourée et secondée par sa mère, sa belle-sœur, ou encore sa sœur. Ainsi, il semble que la coutume voulait à l'époque que la femme garde le lit au moins dix jours après l'accouchement, et même que celle-ci ne touche aux couches avant une quarantaine de jours. Ici pourtant, l'apport d'une aide temporaire ne devrait pas être observé, étant donné les conditions relatives à l'enregistrement des renseignements du recensement. De même, puisque les données du recensement de 1901 ont été consignées après les naissances survenues en 1899, il nous est impossible de saisir cette dynamique. Toutefois, l'effet de cette variable est observable.

Pour Saint-Hyacinthe, Gossage (1999) a noté une augmentation marquée du nombre de ménages comportant un membre de la parenté élargie, bien que cette situation demeurerait relativement inhabituelle. Cette tendance serait probablement imputable à l'élévation croissante du prix des logements dans cette ville. Or, ce sont principalement les classes laborieuses qui présentaient cette caractéristique. Plus étonnant encore, la formation des familles qui vivent dans cette situation est généralement récente et n'ont d'ailleurs pas encore donné naissance à leur premier enfant. Il est possible que cette dynamique ait contrebalancé les effets négatifs généralement associés aux classes laborieuses en matière de mortalité infantile.

D'autre part, Lahdenpera et al. (2004) ont avancé, à l'aide de données démographiques multi-générationnelles canadiennes et finlandaises, que la présence de la grand-mère dans le ménage avait un effet significatif sur le taux net de reproduction de leurs enfants. Cet avantage est produit

parce que les mères post-reproductrices augmentent le succès reproducteur de leur progéniture en leur permettant de donner naissance plus tôt, plus fréquemment et plus avec succès. Toutefois, étant donné que notre indicateur contient l'ensemble des membres de la parenté élargie, nous ne pouvons confirmer cette hypothèse.

Enfin, la présence de deux autres enfants de moins de deux ans augmente les probabilités de décès infantile. D'une part, la présence d'autres enfants en bas âge constitue une charge de travail supplémentaire et engendre une répartition plus grande des soins à prodiguer aux jeunes enfants à l'intérieur d'une plage de temps qui, elle, reste limitée. Incidemment, il est probable que la présence de deux autres enfants de moins de deux ans diminue le temps alloué aux services du nouveau-né et augmente du même coup les risques de décès infantile. Nous pourrions également introduire ici la notion d'usure corporelle de la mère. Ainsi, les naissances antérieures engendrent des impacts sur la santé de la mère, alors que cette santé définit, en bonne partie du moins, l'état de santé général dont hérite un enfant au moment de sa naissance. Dans ces conditions, plus le nombre d'enfants antérieurs est grand, plus l'usure corporelle de la mère est susceptible d'être considérable. Enfin, il faut souligner que le décès d'un nourrisson entraîne l'arrêt de l'aménorrhée post-partum et potentiellement la naissance d'un autre enfant. Ainsi, puisque les deux événements sont intimement liés, il est probable que les mesures relatives à cette variable soient biaisées.

CONCLUSION

DES INÉGALITÉS SOCIALES DEVANT LA MORT CHEZ LES NOURRISSONS DE LA VILLE DE QUÉBEC EN 1901 ?

Récemment, un nouveau courant de recherche a émergé dans l'analyse des inégalités sociales en matière de santé (Paquet, 1989). Ce courant s'intéresse notamment aux relations entre la santé et la culture. Depuis longtemps, de nombreuses recherches ont démontré que les conditions matérielles de vie et de travail sont associées à certaines formes de morbidité et de mortalité. C'est dans cette perspective, que de nombreux auteurs ont démontré qu'influencé par le niveau de qualification, le statut professionnel détermine le revenu et les conditions susnommées, qui se répercutent indirectement sur la santé des nourrissons.

En fait, la mortalité ne frappe pas uniformément. Nos analyses descriptives nous ont permis de mettre en évidence la distribution inégale de la mortalité infantile en fonction de plusieurs variables, de même que l'identification de certaines caractéristiques associées plus fortement aux décès avant l'âge d'un an à Québec en 1900. Les analyses multivariées sont venues confirmer certaines hypothèses largement documentées dont les résultats étaient largement anticipés. Par exemple, dans le contexte de la ville de Québec au tournant du siècle, le secteur d'habitation joue un rôle prépondérant sur la mortalité infantile, en particulier pour le quartier Jacques-Cartier. En fait, la distinction entre la Haute-Ville et le secteur de la Saint-Charles nous est apparue assez nettement. Ensuite, nous avons observé que les nourrissons de sexe masculin obtiennent des probabilités de décès substantiellement plus élevées que celles des filles. Enfin, nous avons noté que l'âge de la mère engendre d'importantes différences quant aux probabilités de décès des nourrissons de la ville de Québec en 1900. Les enfants de mères plus âgées présentent des probabilités de décès considérablement plus élevées que ceux de mères plus jeunes.

Notre étude a également produit des résultats plus ou moins attendus. En fait, alors que la distinction entre la Haute-Ville et la Basse-Ville était anticipée, nous n'avons pas prévu les variations entre les différents quartiers qui composent le secteur de la Saint-Charles. Nos résultats démontrent en effet que les nourrissons du quartier Jacques-Cartier présentent des probabilités de décès infantiles significativement plus élevées que les nourrissons des quartiers Saint-Roch, Saint-Sauveur et Saint-Vallier. Ensuite, nous avons admis que les changements industriels furent moins avantageux pour les classes laborieuses. Ainsi, bien que la mortalité infantile demeure très sensible aux conditions sociales, nous avons alors constaté que les effets

des améliorations sanitaires se sont fait ressentir plus hâtivement chez les classes sociales privilégiées. Dans la mesure où, comme l'affirme Fleury (2003), le déclin des activités portuaires occasionne une baisse importante du nombre d'emploi d'ouvriers peu qualifiés et que les Canadiens français profitent de l'exode des anglophones pour s'accaparer une plus grande place dans la catégorie des emplois «supérieurs», il est probable qu'une proportion grandissante des Canadiens français puisse alors bénéficier des améliorations sanitaires suite à l'adoption de certains comportements plus sains pour la santé. Cette transition se répercutera assurément sur les taux de mortalité infantile. De même, nos résultats ont établi que, même en contrôlant les effets produits par l'appartenance à l'une ou l'autre des classes socioprofessionnelles, la présence de domestiques diminue les probabilités de décès infantile.

Nos analyses ont également démontré des résultats relativement surprenants. D'une part, nos analyses nous ont permis de constater que la participation de la mère à des activités salariées se révélait néfaste pour la survie des jeunes enfants. Or, Fleury (2004) a noté une augmentation sensible du taux d'emploi des femmes au cours de la seconde moitié du 19^e siècle, et ce, plus spécialement dans les quartiers ouvriers de la ville de Québec. Dans ces conditions, il est probable que l'intégration massive des femmes dans la sphère du travail salarié ait provoqué une augmentation de la mortalité infantile. D'autre part, nos résultats démontrent que la présence de membres apparentés accroît les chances de survie des nourrissons. Bien que nous n'ayons pas poussé plus loin nos travaux, il aurait été intéressant d'en connaître un peu plus sur ces membres apparentés, par exemple la proportion de femmes, de parents, de nièces, etc. Déjà, Laflamme et Marcoux (2003) avaient noté qu'à Québec en 1891 et 1901, le membre apparenté hébergé était trois fois sur quatre de sexe féminin. De même, dans 40 % des cas, il s'agissait d'un frère ou d'une sœur qui était hébergé. Cette forme d'organisation résidentielle procurait une aide financière et domestique à la famille d'accueil. Il semble donc que l'apport procuré par ces membres apparentés ait contribué à faire diminuer les taux de décès infantile des Canadiens français de la ville de Québec.

En somme, notre étude tend à confirmer que la mortalité infantile est influencée par une variété de facteurs tant économiques que sociaux, culturels et biologiques. Or, nous n'avons pas examiné les relations qui existent entre ce phénomène et les moyens d'intervention sanitaires mis en place par les autorités politiques à l'époque. Les mesures de prévention, comme la vaccination par exemple, ou encore les tentatives d'assainissement de l'environnement, sont également liées au processus de morbidité et de mortalité. Par ailleurs, l'analyse de la mortalité infantile qui vient d'être présentée a été réduite à l'analyse d'un seul événement, en tentant d'éliminer l'effet des autres variables perturbatrices pour isoler les phénomènes à l'état pur. Qui plus est, cette forme d'analyse repose sur le postulat que l'état actuel n'est pas influencé par les

conditions passées des individus (Courgeau et Lelièvre, 1996). Dans cette perspective, il nous semble plus convenable d'analyser la mortalité infantile sous une forme plus dynamique plutôt que statique. Une telle méthode nous permettrait d'intégrer des caractéristiques pouvant se modifier au cours d'un certain laps de temps. De même, il serait intéressant d'inscrire ce phénomène dans une perspective institutionnelle.

En fait, comme le souligne Aïach (1996), l'inégalité en matière de santé résulte davantage d'une avancée en terme de soins thérapeutiques que d'une détérioration de la santé d'une collectivité. Ainsi, de manière générale, c'est dans un contexte d'amélioration que les écarts entre les groupes sociaux se creusent. Il semble que cet accroissement soit en partie produit par «des aptitudes socialement différenciées des différents groupes sociaux à s'approprier les bénéfices résultant des nouvelles techniques médicales ou chirurgicales ou de nouvelles thérapies, ou encore à adopter des conduites et des comportements susceptibles de diminuer les risques de maladie» (Aïach, 1996 : 23-24).

Au cours des dernières années, on note une réduction constante des différentiels de mortalité infantile et ce, plus spécialement pour la mortalité post-néonatale. L'écart entre les groupes sociaux semble ainsi de moins en moins lié aux causes environnementales. Cette évolution est en grande partie imputable à une baisse substantielle des taux de mortalité infantile des catégories sociales habituellement défavorisées en la matière (Aïach, 1996).

Actuellement, la majorité des pays économiquement et socialement développés présentent de très faibles taux de mortalité infantile. Alors qu'au tournant du dernier siècle plus de 25 % des nouveau-nés vivants décédaient avant leur premier anniversaire, la plupart de ces pays présentent des taux de mortalité infantile en-dessous de 1 %. De nouveaux enjeux apparaissent dès lors. De fait, en raison de l'amélioration continue des techniques relatives à la néonatalogie intensive, nous assistons maintenant «à un recul significatif des limites communément admises de viabilité des nouveau-nés», alors qu'il est d'ores et déjà possible de sauver les nouveau-nés de très faible poids ou encore ceux nés prématurément. Or, ces derniers risquent actuellement de souffrir de divers handicaps.

De même, les progrès techniques constant en matière de reproduction médicalement assistée contribuent à accroître l'incidence des naissances de faibles poids et de la prématurité des nouveau-nés. Dans ces conditions, les conséquences sur la santé des enfants pèsent-elles plus lourds que les gains réalisés face à la mortalité infantile ?

Bibliographie

- AÍACH, Pierre (1996). «Des inégalités particulières», *Santé et mortalité des enfants en Europe*. Chaire Quetelet 1994, L'Hartmattan : 11-33
- BARDET J.-P., MARTIN-DUFOUR, C. et M. FLOQUET (1994). «La mort des enfants trouvés, un drame en deux actes», *Annales de démographie historique*, Paris : 135-150.
- BERNIER, Jacques et François ROUSSEAU (2001). «La révolution médicale (1847-1921)», Serge Courville, Robert Garon, dir., *Québec, ville et capitale*. Sainte-Foy, Presses de l'Université Laval : 224-227.
- BERNIER, Jacques (1995). «Le corps médical au Québec au tournant du XXe siècle», *Santé et Société au Québec, XIXe-XXe siècle*, sous la direction de P. KEATING et O. KEEL. Montréal, Boréal : 151-159.
- BILLETTE, André et Gerry B. HILL (1978). «Risque relatif de mortalité masculine et les classes sociales au Canada 1974», *Médecine Sociale*, tome 107, no 6 : 583-590.
- BIBEAU, André et al. (1994). «Mortalité différentielle des enfants indigènes et des enfants en nourrice», *Annales de démographie historique*, Paris : 151-168.
- BLANCHARD, Raoul (1935). L'Est du Canada français, "Province de Québec". Paris: Masson. 2 volumes.
- BONGAARTS, John (1987). «Does Family Planning Reduce Infant Mortality Rates ?», *Population and Development Review*, Vol. 13, No 2 : 323-334.
- BOUCHARD, Gérard (1996). Tous les métiers du monde le traitement des données professionnelles en histoire sociale. Québec: Presses de l'Université Laval. 323 pages.
- BOURBEAU, Robert (1982). Évolution de la mortalité au Canada et au Québec, 1831-1931 : essai de mesure par génération. Montréal, Presses de l'Université de Montréal.
- BRADBURY, Bettina (1995). Familles ouvrières à Montréal. Âge, genre et survie quotidienne pendant la phase d'industrialisation. Montréal, Boréal. 368 pages.
- CALDWELL, John C. et Gigi SANTOW (1989). Selected reading in The cultural, social and behavioural determinants of health. Canberra, Health Transition Centre, Highland Press.
- CALDWELLI, John C. (1986). «Routes to low mortality in poor countries», *Population and Development Review*, Vol. 12, No 2 : 171-220
- CASELLI, Graziella (1988). Une méthodologie pour l'analyse comparative de la mortalité différentielle. Louvain-la-Neuve, CIACO. 14 pages.
- CHARBONNEAU, Hubert (1975). Vie et mort de nos ancêtres. Montréal, Collection Démographie canadienne, Presses de l'Université de Montréal. 267 pages.
- CHEN, L. et John C. CALDWELL (1994). Health and social change in international perspective. Boston, Harvard University Press. 508 pages.
- CHOINIÈRE, Robert (1993). «Les inégalités socio-économiques et culturelles de la mortalité à Montréal à la fin des années 1980», *Cahiers québécois de démographie*, Vol. 22, No 2 : 339-362.

CONDAN, G.A. et E. CRIMMINS (1980). «Mortality Differentials between Rural and Urban Areas of States in the Northeastern United States, 1890-1900», *Journal of Historical Geography*, Vol. 6, No. 2 : 179-202.

COPP, Terry (1978). Classe ouvrière et pauvreté. Les conditions de vie des travailleurs montréalais 1897-1929. Montréal, Boréal. 213 pages.

COURGEAU, Daniel et Éva LELIÈVRE (1996). «Changement de paradigme en démographie», *Population*, no 3 : 645-653.

COURVILLE, S. et R. GARON (2001). Québec, ville et capitale. Sainte-Foy, Québec: Presses de l'Université Laval. 457 pages.

CROSS, Suzanne (1983). «La majorité oubliée : le rôle des femmes à Montréal au 19^{ième} siècle», *Travailleuses et féministes*, sous la direction de M. Lavigne et Y. Pinard, Montréal, Boréal Express : 81-84.

DESCHÊNES-PIERRE, Claudine (1995). «Santé publique et organisation de la profession médicale au Québec, 1870-1918», *Santé et Société au Québec, XIX^e-XX^e siècle*, sous la direction de P. KEATING et O. KEEL. Montréal, Boréal : 115-132.

DESROSIERS Stéphanie (2001). Actes de décès de 1900. Rapport de saisie et de validation. Document de travail no 2001-6. programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec». 29 pages.

DICKINSON, John et Brian YOUNG (1992). Brève histoire socio-économique du Québec. Sillery, Septentrion. 382 pages.

DORVAL, Guy (1992). La géographie de la mortalité à Québec au XIX^e siècle : le cas des protestants ensevelis au cimetière Mount Hermon, Sillery, 1843-1883. Département de Géographie, Université Laval.

DUCHESNE, Louis (1976). Tendances passées et perspectives d'évolution de la mortalité au Québec. Québec, Bureau de la statistique du Québec. 81 pages.

DUFRESNE, Jacques, DUMONT Fernand et Yves MARTIN (1985). Traité d'anthropologie médicale. L'institution de la santé et de la maladie. Sillery, IQRC. 1245 pages.

DYHOUSE, C. (1978). «Working-class mothers and infant mortality in England, 1895-1914», *Journal of Social History*, Vol. 4 : 248-267.

FLEURY, Charles (2004). «Du travail à Québec : essai de classification socioprofessionnelle», *Cahiers québécois de démographie*. Communication

FLEURY, Charles (2001). Québec 1901 : Base de données et guide d'accompagnement [avec la collaboration de Michel de Sève, Sophie Goulet, Valérie Laflamme, Richard Marcoux, Marc Saint-Hilaire]. Document de travail no 2000-1, programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec». 114 pages.

FLEURY, Charles (2000). Les classes d'Erikson, Goldthorpe et Portecarero (EGP). Rapport de recherche no 2000-2 [avec la collaboration de Michel de Sève]. Document de travail no 2000-2, programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec».

FLEURY, Charles (2001). Québec 1901. Rapport sur la construction de la base de données relative au recensement de 1901 [avec la collaboration de Francis Cauchon, Michel de Sève, Sophie Goulet, Valérie Laflamme, Richard Marcoux, Marc Saint-Hilaire]. Rapport de recherche no 1998-1, programme de recherche «Population et histoire sociale de la ville de Québec». 116 pages.

FOURNIER, Marcel, Yves GINGRAS et Othmar KEEL (1987). Sciences & médecine au Québec : perspectives sociohistoriques. Québec, Institut québécois de recherche sur la culture. 210 pages.

GAUMER, Benoît et Alain AUTHIER (1996). «Différentiation spatiales et ethniques de la mortalité infantile : Québec 1885-1971», *Annales de démographie historique*, Paris : 269-291.

GOULET, Sophie (2002). La nuptialité dans la ville de Québec : étude des mariages mixtes au cours de la deuxième moitié du 19^{ième} siècle. Département de sociologie, Université Laval. 121 pages.

GOSSAGE, Peter (1999). Families in transition industry and population in nineteenth-century Saint-Hyacinthe. (pre ed.) Montréal: McGill-Queen's University Press. 299 pages.

GUÉRARD, François (2001). «L'hygiène publique et la mortalité infantile dans une petite ville : le cas de Trois-Rivières, 1895-1939», *Cahiers québécois de démographie*, Vol. 30, No 2 : 231-259.

GUÉRARD, François (1999). «Ville et santé au Québec. Bilan de la recherche historique», *RHAF*. Vol 53 no 1 : 19-46.

HAINES, Michael R. (2001). «The urban mortality transition in the United States, 1800-1940 : Lutter contre la mort. Le rôle des politiques publiques», *Annales de démographie historique*, Paris : 33-64.

HAINES, Michael R. (1995). «Socio-economic Differentials in Infant and Child Mortality during Mortality Decline: England and Wales, 1890-1911», *Population Studies*, Vol. 49, No. 2 : 297-315.

HAINES, Michael R. (1985) «Inequality and Childhood Mortality: A Comparison of England and Wales, 1911, and the United States, 1900», The *Journal of Economic History*, Vol. 45, No.4 : 885-912.

HAMELIN, Jean et Yves ROBY (1971). Histoire économique du Québec : 1851-1896. Montréal, Fides. 436 pages.

HARE, J., M. LAFRANCE et D.-T. RUDDER (1987). Histoire de la ville de Québec 1608-1871, Montréal Boréal. 399 pages.

HARVEY, Ferdinand (1978). Révolution industrielle et travailleurs. Une enquête sur les rapports entre le capital et le travail au Québec à la fin du 19^e siècle. Montréal, Boréal Express. 335 pages

HENRIPIN, Jacques (1961). «L'inégalité sociale devant la mort : la mortalité infantile et la mortalité infantile à Montréal», *Recherches sociographiques*, Vol. 2, No 1 : 3-34.

HILL, Allan et Sara RANDALL (1984). « Différences géographiques et sociales dans la mortalité infantile et juvénile au Mali », *Population*, vol. 6 : 921-946.

HUMPHREY, Charlotte et J. ELFORD (1988). «Social Class Differences in Infant Mortality: The Problem of Competing Hypotheses», *Journal of Biosocial Science*, Vol. 20, No. 4 : 497-504.

KATZ, Michael B. (1975). The people of Hamilton, Canada West : family and class in a mid-nineteenth-century city. Cambridge, Harvard University Press. 381 pages.

KUNST, Anton E. et Johan P. MACKENBACH (1996). *Measuring socioeconomic inequalities in mortality*, Santé et mortalité des enfants en Europe. Chaire Quételet 1994, L'Hartmann, : 97-127.

LAFLAMME, Valérie et Richard MARCOUX (2003). La solidarité familiale par le logement : l'hébergement des frères et sœurs à Québec, 1891-1901. Communication proposée aux Entretiens Jacques-Cartier «Frères, sœurs, jumeaux : Passé et présents des fratries».

LAFLAMME, Valérie (2001), «Familles et modes de résidence en milieu urbain québécois au début du XXe siècle: l'exemple de la ville de Québec, 1901», *Cahiers québécois de démographie*, vol 30, no 2, automne 2001, p. 261-288.

LAFLAMME, Valérie (2000). Familles et modes de résidence en milieu urbain québécois en période d'industrialisation : le cas de la ville de Québec, 1901, Département de sociologie, Université Laval. 153 pages.

LALOU, Richard (1990). Des enfants pour le paradis. Thèse de doctorat, Département de démographie, Université de Montréal. 472 pages

LAHDENPERA, M., LUMMAA, V., HELLE, S., TREMBLAY, M. et A.F. RUSSEL (2004), «Fitness benefits of prolonged post-reproductive lifespan in women», *Nature*, Vol. 428, No. 6979, : 178-181.

LAROQUE, Paul (1970). La condition socio-économique des travailleurs de la ville de Québec (1896-1914). Université Laval, Département d'histoire. 212 pages.

LEE, Robert W. et Peter MARSCHALCK (2002), «Infant Mortality in Bremen in the 19th Century», *History of the Family*, Vol. 7: 577-583.

LEMIEUX, Denise et Lucie MERCIER (1989). Les femmes au tournant du siècle 1880-1940. Âge de la vie maternité et quotidien. Québec, Institut québécois de recherche sur la culture. 398 pages.

LEMOINE, Réjean (1983). «La santé publique: de l'inertie municipale à l'offensive hygiéniste», dans G.-H. Dagneau (sous la dir.) *La ville de Québec, histoire municipale, Volume IV : de la Confédération à la charte de 1929*, Québec, SHQ : 153-180.

LERNER, Laurence (1997). Angels and absences: child deaths in the nineteenth century, Nashville, Vanderbilt University Press. 252 pages.

LINTEAU Paul-André, DUROCHER René, Jean-Claude ROBERT (1989). Histoire du Québec contemporain. De la Confédération à la crise (1867-1929). Montréal, Boréal. 739 pages.

LYNCH, Katherin A. et Joel B. GREENHOUSE (1994), «Risk Factors for Infant Mortality in Nineteenth-Century Sweden», *Population Studies*, Vol. 48, No 1 : 117-133.

MBACKÉ, Cheikh S.M. et Thomas LEGRAND (1992). «Différence de mortalité selon le sexe et utilisation des services de santé au Mali», *Cahier québécois de démographie*. Vol. 21, No 1. pp 99-119.

MARCOUX Richard, ST-HILAIRE Marc et Charles FLEURY (2003). «Ville et population en changement : Transformations urbaines et ajustements familiaux à Québec au XIX^e siècle et au début du XX^e», *L'Ancêtre*, Vol 29 : 227-230.

MARCOUX, Richard et Marc ST-HILAIRE (2001). «Transition démographique et urbanisation au Québec à la fin du XIX^e siècle et au début du XX^e siècle », *Cahiers québécois de démographie*, vol. 30, no 2 : 165-170.

MARCOUX, Richard (1999) «Entre l'école et l'atelier : fréquentation scolaire et travail des enfants à Québec en 1901», texte sélectionné des actes du **séminaire international Stratégies éducatives, familles et dynamiques démographiques** organisée par le

Comité international de coopération dans les recherches nationales en démographie (CICRED), (http://www.cicred.ined.fr/education/education_f.html)

MARCOUX, Richard (1993). L'école ou le travail. L'activité des enfants et les caractéristiques des ménages en milieu urbain au Mali. Montréal: Université de Montréal. Thèse de doctorat en Démographie. 200 pages.

McQUILLAN, Kevin (1984), «Modes of Production and Demographic Patterns in Nineteenth-Century France», *The American Journal of Sociology*, Vol. 89, No 6: 1324-1346.

MOSELEY, W.H et L.C. CHEN (1984). « An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries », *Population and Development Review*, vol. 10 : 25-45.

NADEAU, Émile (1915). «Promenade mélancolique à travers les cimetières de Québec», *Le Bulletin médical*, Vol. 17 : 275-299.

NADEAU, Émile (1916). «Deuxième promenade mélancolique à travers les cimetières de Québec», *Le Bulletin médical*, Vol. 18 : 265-291.

PAGEAU, Michel, CHOINIÈRE Robert, FERLAND, Marc et Yves SAUVAGEAU (2001). Portrait de santé. Le Québec et ses régions édition 2001. Institut national de santé publique du Québec, Québec, 432 pages.

PAQUET, Ginette (1995). «Facteurs sociaux de la santé, de la maladie et de la mort», dans *Traité de problèmes sociaux* sous la direction de Fernand Dumont, Simon Langlois et Yves Martin, Québec, Institut québécois de recherche sur la culture : 223-244.

PAQUET, Ginette (1988). Santé et inégalités sociales: un problème de distance culturelle. Québec, Université Laval. Mémoire présenté au département de sociologie. 144 pages.

PELLETIER, François, LÉGARÉ, Jacques et Robert BOURBEAU (1997). «Mortality in Quebec during the nineteenth century: From the state to the cities». *Population Studies*, Vol. 51, No 1 : 93-103.

PERRENOUD, Alfred (1995). «Transition épidémiologiques et transitions de fécondité dans le passé occidental», *Transitions démographiques et société*, Actes du colloque Chaire Quetelet 1992, Université Catholique de Louvain-la-Neuve, Édition L'Harmattan : 239-256.

PRESSAT, Roland (1985). Manuel d'analyse de la mortalité. Paris: Institut national d'études démographiques et Organisation mondiale de la santé. 164 pages.

PRESSAT, Roland (1983). L'analyse démographique concepts, méthodes, résultats. Paris: Presses universitaires de France. 285 pages

PRESSAT, Roland. (1979). Dictionnaire de démographie. Paris: Presses universitaires de France. 295 pages.

PRESTON, Samuel, EWBANK, Douglas et Mark HERWARD (1994). "Child mortality differences by ethnicity and race in the United States : 1900-1910", New York : Russell Sage Foundation, After Ellis Island : newcomers and natives in the 1910 census, sous la direction de Susan Cotts Watkins.

PRESTON, Samuel H. et Michael R. HAINES (1991). Fatal Years : Child Mortality in Late Nineteenth Century America. Princeton, Princeton University Press. 266 pages.

PROST, André (2000). «Maladies infectieuses : nouveau destin, nouveaux concepts», *Espace-Populations-Société*, No. 2 : 159-163.

- SAUTEREAU, M. et B. LE LUYER (1992). «Du lait qui tue au lait qui sauve: histoire d'une révolution médicale et culturelle, 1870-1930», *Cahiers d'histoire*, Vol. 37, No 3-4 : 279-308.
- SKRZYPCZAK, Jean-François (1989). L'inné et l'acquis : inégalité naturelles, inégalités sociales. Lyon, Chronique sociale. 201 pages.
- ST-HILAIRE Marc et Richard MARCOUX (2001). «Le ralentissement démographique», Serge Courville, Robert Garon, dir., *Québec, ville et capitale*. Sainte-Foy, Presses de l'Université Laval : 172-179.
- SAINT-PIERRE, Céline (1978). «Aperçu historique du mouvement ouvrier au Québec : 1827-1976», *Politique aujourd'hui*, No 7-8, pp. 109-123.
- SURAUULT, Pierre (1995). « Inégalités sociales devant la santé et la vie dans les pays du Nord », *La sociologie des populations*, sous la direction de H. Gérard et V. Piché, Montréal, Presses de l'Université de Montréal et AUPELF/UREF, : 235-255.
- SUREAULT, Pierre (1991). « Post-modernité et inégalités sociales devant la mort », *Cahiers de sociologie et démographie médicales*, Vol 31, No 2 : 121-142.
- SURAUULT, Pierre (1990). «La persistance des inégalités sociale devant la mort et la santé des personnes âgées», *Populations âgées et révolution grise*, Actes du Colloque Chaire Quételet 1986, Institut de démographie : 145-172.
- SURAUULT, Pierre (1979). L'inégalité devant la mort: analyse socio-économique de ses déterminants. Paris: Economica. 140 pages.
- TABUTIN, Dominique (1995). « Transitions et théories de la mortalité », *La sociologie des populations*, sous la direction de H. Gérard et V. Piché, Montréal, Presses de l'Université de Montréal et AUPELF/UREF : 257-288.
- TÉTREAULT, Martin (1991). L'état de santé des Montréalais 1880-1914. RCHTQ, Montréal, 214 pages.
- TÉTREAULT, Martin (1978). « L'inégalité sociale devant la mort et la perception de la santé chez les contemporains à Montréal pendant la seconde moitié du XIXe siècle ou le discours sur la santé publique comme discours idéologique », *Nouvelles Recherches québécoises*, Vol 1, No 2 : 59-81
- THORNTON, Patricia, OLSON, Sherry et Thui THACK QUOC (1989). «Dimensions sociales de la mortalité infantile à Montréal au milieu du XIXe siècle». *Annales de démographie historique*, Paris: 299-325.
- THORNTON, Patricia et Sherry OLSON (1991). «Family Contexts of Fertility and Infant Survival in Nineteenth-Century Montreal», *Journal of Family History*. Vol. 16, No 4 : 401-417
- THORNTON, Patricia et Sherry OLSON (1993). A generation of change in Montreal, 1860-1880. Montréal, Dept. of Geography, McGill University. 41 pages.
- THORNTON, Patricia et Sherry OLSON (2001a). «A deadly discrimination among Montreal infants 1860-1900», *Continuity and Change*. Vol. 16, No 1 : 95-135.
- THORNTON, Patricia et Sherry OLSON (2001b). «La croissance naturelle des Montréalais au XIX^e siècle», *Cahiers québécois de démographie*, Vol. 30, No 2 : 191-230
- TURMEL, André et Louise HAMELIN (1995). « La grande faucheuse d'enfants : la mortalité infantile depuis le tournant du siècle », *Revue canadienne de sociologie et d'anthropologie*, vol. 32, no 4 : 439-463.

WOODS, R., P. WATTERSON et J. WOODWARD (1989). «The Causes of Rapid Infant Mortality Decline in England and Wales, 1861-1921. Part II», *Population Studies*, Vol. 43, No 1 : 113-132.

WOODS, R., P. WATTERSON et J. WOODWARD (1988). «The Causes of Rapid Infant Mortality Decline in England and Wales, 1861-1921, Part I», *Population Studies*, Vol. 42 : 343-366.

WOODS, Robert (1994). «La mortalité infantile en Grande-Bretagne : un bilan des connaissances historiques», *Annales de Démographie historique*, Paris: 119-134.

Annexe 1

Méthode de jumelage des données tirées des registres catholiques de 1900 à celles du recensement de 1901

Identification des individus à appairer

Compte tenu de notre recherche, il nous a semblé indispensable, dans un premier temps, de sélectionner les individus décédés avant d'avoir atteint leur premier anniversaire dans la banque de données de décès de 1900 colligés par les chercheurs du programme de recherche PHSVQ. De fait, puisque nos travaux porteront sur la mortalité infantile, les décès des individus âgés de plus d'un an ont été exclus. Soulignons au passage que les décès chez les individus de moins d'un an constituent 45 % de l'ensemble des décès survenus en 1900 pour la ville de Québec (voir tableau 3). Conséquemment, 987 décès d'enfants âgés de moins d'un an se sont produits sur le territoire de la ville de Québec en 1900 et sont susceptibles d'être intégrés aux analyses qui suivront.

D'abord, les informations relatives aux décès sont divisées selon que l'individu décédé est ou n'est pas considéré comme célibataire. Ainsi, il est possible, dans un premier temps, d'exclure l'ensemble des individus mariés, puisqu'il est manifeste que ces derniers étaient âgés de plus d'un an. D'autre part, lesdites données sont rassemblées en fonction des liens qui unissent cet individu aux personnes survivantes du ménage auquel il appartient. En fait, les données sont segmentées selon que les parents étaient encore vivants ou non. De ce fait, les individus qui nous intéressent dans le cadre du présent travail d'appariement sont ceux dont l'un et/ou l'autre des parents sont toujours vivants, mais qui sont également célibataires tout en étant âgés de moins d'un an lors de leur décès. Ces derniers sont répertoriés aux codes 210, 220 et 230 au tableau 4.

Tableau 1 Segmentation des décès en fonction des informations disponibles¹

Renseignements disponibles		% <1an		Fréquence	% Total
110	Homme décédé, Conjointe survivante*			165	7,52
119	Homme décédé, Conjointe décédée			60	2,73
120	Femme décédée, Conjoint survivant			174	7,93
129	Femme décédée, Conjoint décédé			132	6,02
199	Données incomplètes sur le conjoint			2	0,09
210	Aucun conjoint, Père seul survivant	2,2	22	69	3,14
220	Aucun conjoint, Mère seule survivante	0,7	7	45	2,05
230	Aucun conjoint, Père ET Mère survivent	79,1	781	1231	56,11
298	Aucun conjoint, Père ET Mère décédés	0,00	0	53	2,42
299	Aucun conjoint, Données insuffisantes	17,9	177	263	11,99
TOTAL		100	987	2194	100,00

¹ Données tirées des travaux de Laurent Richard pour le groupe PHSVQ

Cependant, certains individus ne pourront être localisés parmi les données du recensement canadien de la ville de Québec de 1901. De fait, les individus célibataires dont les informations tirées des registres sont insuffisantes devront être mis de côté. Ainsi, un peu moins de 18 % des individus célibataires décédés en 1900 avant l'âge d'un an ne pourront être jumelés à notre base de données, puisque les informations relatives aux parents ne sont pas disponibles ou encore insuffisantes. Cette limite, inhérente à l'utilisation de données historiques, repose sur la distinction introduite lors de la rédaction des registres entre les enfants légitimes et illégitimes. De fait, les membres des communautés religieuses chargés d'inscrire les informations dans les différents registres ont inscrit la majorité des enfants illégitimes, généralement nés hors mariage, comme étant nés «de parents inconnus». Ne pouvant alors associer les données de ces registres à nos informations tirées du recensement de 1901, l'exclusion de ces décès nous semblait la seule alternative possible.

Finalement, 810 individus sont potentiellement localisables en fonction des renseignements disponibles. De ceux-ci, 221 ont d'ores et déjà été repérés lors des travaux menés par Laurent Richard. Il semble d'ailleurs important de souligner ici que les opérations que sous-tendent la procédure utilisée pour le travail d'appariement se sont effectuées en deux temps, à partir d'une procédure semi-automatique de départ menée par Laurent Richard et d'une seconde procédure cas par cas. D'entrée de jeu, notons que les résultats de la première procédure constituent un point de départ extrêmement fiable pour la suite de nos opérations et nous remercions grandement monsieur Richard pour le travail effectué.

Tableau 2 Individus âgés de moins d'un an potentiellement localisables¹

Individus âgés < 1 an		Cas localisés	Cas localisables	Taux succès
210	Aucun conjoint, Père seul survivant	4	22	18,18
220	Aucun conjoint, Mère seule survivante*	0	7	0,00
230	Aucun conjoint, Père ET Mère survivent*	217	781	27,78
TOTAL		221	810	27,28

¹ Données tirées des travaux de Laurent Richard pour le groupe PHSVQ

Méthode de départ d'appariement

La méthode employée par monsieur Richard consiste en une opération de localisation semi-automatique en fonction des modalités inscrites aux variables NOM et PRÉNOM des parents disponibles sur les registres de décès. Ainsi, pour un individu quelconque, la procédure permettait de retracer, à partir des noms et prénoms des parents, le ménage de l'individu décédé. Or, bien que cette manière de faire donne des résultats d'une validité intéressante, elle restreint également les possibilités d'appariement. De fait, si le prénom du père d'un enfant décédé est inscrit **Joseph Arthur** dans les registres de décès et que le prénom de celui-ci sur les feuillets du recensement de 1901 est **Jos. Art.**, ladite méthode ne fonctionne pas, en raison notamment de la rigidité du logiciel de traitement de données utilisé. La seconde partie de l'opération menée par monsieur Richard consistait à valider la cohérence des appariements, à l'aide des modalités des variables relatives aux statuts civils, à la profession des parents, à l'âge et à la paroisse de résidence. Finalement, lesdits travaux de localisation semi-automatique ont permis d'apparier 447 décès à la base de données du recensement de 1901 de la ville de Québec. 221 individus sont décédés avant d'avoir atteint l'âge d'un an, comme présenté au tableau 5. Ainsi, compte tenu de la diversité d'orthographe des noms et prénoms sur la base de données du recensement de 1901, cette méthode s'est avérée inopérante pour plusieurs cas.

Méthode complémentaire d'appariement

Afin de bien expliquer notre méthode, il convient de présenter succinctement les opérations utilisées à l'aide du logiciel SPSS. À l'instar de monsieur Richard, notre méthode repose sur les informations relatives au prénom du père et de la mère du défunt, mais également sur le nom de

famille. Soulignons qu'une liste exhaustive des noms de famille présents sur la base de données du recensement de 1901 de la ville de Québec a été réalisée. Cette liste s'est avérée substantiellement importante puisque, à l'aide de celle-ci, il fut possible de dresser l'éventail complet des différentes orthographes pour un nom donné. Par exemple, ladite liste a permis d'établir que le nom «**Pouliot**» avait été colligé de trois manières différentes sur la base de données du recensement de 1901, à savoir «**Pouliote**» «**Pouliotte**» et «**Pouliot**», ce qui a grandement facilité les recherches. Lorsque la liste des différentes orthographes possibles pour un nom était dressée, nous utilisons la commande suivante et ce, pour chacune des possibilités de nom :

```
COMPUTE CHECK EQ 0.  
IF NOM EQ "[Nom du père]" AND RELATIO3 EQ [Chef de ménage] CHECK EQ 1.  
IF CHECK EQ 1 AND PRENOM EQ "[Prénom du père]" CHECK EQ 2.  
IF LAG(CHECK,1) NE 0 AND RELATIO3 EQ [Épouse] CHECK EQ 3.  
IF CHECK EQ 3 AND PRENOM EQ "[Prénom de la mère]" CHECK EQ 4.  
IF LAG(CHECK,1) EQ 2 AND CHECK EQ 4 CHECK EQ 5.  
EXECUTE.
```

Ainsi, pour un individu quelconque, la procédure permettait de retracer, à partir des noms et prénoms des parents, le ménage de l'individu décédé par le truchement des informations relatives aux relations avec le chef du ménage, mais également à l'aide de la profession. Alors que la première procédure permettait d'apparier 27,3% des décès de moins d'un an localisables, la seconde procédure a permis d'augmenter le taux de réussite à 78,5%. En clair, près de 4 enfants sur 5 décédés avant leur premier anniversaire ont été retracés et appariés aux informations nominatives du recensement de 1901 pour la ville de Québec.

Annexe 2

Résultats obtenues à la suite des analyses multivariées effectuées chez les nourrissons de sexe masculin

Sous-variables	Groupe A (1899-1900)		Groupe B (1900)	
	Exp(β)	Sig	Exp(β)	Sig
Quartier (<i>Jacques-Cartier</i>)				
Les Basses-Terrasses	0,472	0,049 **	0,409	0,064 *
La Cité	0,560	0,201	0,587	0,299
La Colline	0,898	0,718	0,779	0,496
Saint-Jean	0,644	0,068	0,756	0,322
Saint-Roch	0,918	0,693	0,981	0,941
Saint-Sauveur	0,792	0,265	0,851	0,511
Saint-Vallier	0,960	0,858	0,804	0,427
Catégorie socioprofessionnelle (<i>travailleurs manuels semi ou non qualifiés</i>)				
Classes de services supérieur et inférieur (I-II)	0,961	0,903	0,917	0,825
Classe des petits employés non manuels (IIIab)	0,923	0,764	1,091	0,787
Sous-classe des petits entrepreneurs (IVab)	1,153	0,511	1,151	0,594
Sous-classe des entrepreneurs du secteur primaire	3,093	0,213	3,324	0,227
Contremaîtres, techniciens inférieurs et travailleurs manuels qualifiés (V-VI)	1,091	0,627	1,043	0,852
Sous-classe des travailleurs manuels du secteur primaire	0,024	0,578	0,017	0,762
Indéterminé	1,181	0,561	1,106	0,767
Sans travail	0,094	0,026 **	0,133	0,058 *
Âge du père (<i>Père âgé de 46 ans et plus</i>)				
Père âgé de moins de 25 ans	0,741	0,379	0,762	0,496
Père âgé de 26 à 35 ans	1,033	0,894	1,211	0,521
Père âgé de 36 à 45 ans	1,072	0,751	1,052	0,850
Compétences linguistiques du père (<i>Père bilingue et lettré</i>)				
Père francophone lettré	1,283	0,110	1,276	0,193
Père francophone sachant lire seulement	1,204	0,697	1,573	0,420
Père illettré	1,009	0,970	1,009	0,975
Sans occupation rémunérée				
Occupation rémunérée pour la mère	7,232	0,000 ***	2,942	0,113
Âge de la mère (<i>Mère âgée de 36 ans et plus</i>)				
Mère âgée de moins de 25 ans	0,815	0,383	0,521	0,019 **
Mère âgée de 26 à 35 ans	0,647	0,011 ***	0,438	0,000 ***
Compétences linguistiques de la mère (<i>Mère bilingue et lettrée</i>)				
Mère francophone lettrée	0,874	0,394	0,885	0,512
Mère francophone sachant lire seulement	1,064	0,880	0,752	0,582
Mère illettrée	1,155	0,560	1,003	0,991
Sans membre apparenté				
Présence d'un membre apparenté	0,683	0,041 **	0,628	0,039 **
Sans logeur				
Présence d'un logeur	1,040	0,851	1,029	0,904
Sans domestique				
Présence d'un domestique	0,630	0,053 *	0,514	0,023 **
Sans autre enfant (-2 ans)				
Présence d'un autre enfant (-2 ans)	1,027	0,840	1,054	0,741
Présence de deux autres enfants (-2 ans)	2,164	0,005 ***	2,876	0,005 ***
Khi 2	30,204 ***			
2 Log Likelihood	2101,064			

Annexe 3

Résultats obtenues à la suite des analyses multivariées effectuées chez les nourrissons de sexe féminin

Sous-variables	Groupe A (1899-1900)		Groupe B (1900)	
	Exp(β)	Sig	Exp(β)	Sig
Quartier (Jacques-Cartier)				
Les Basses-Terrasses	0,545	0,094 *	0,596	0,215
La Cité	0,480	0,257	0,214	0,148
La Colline	0,567	0,131	0,503	0,114
Saint-Jean	0,411	0,002 ***	0,391	0,007 ***
Saint-Roch	0,577	0,029 **	0,617	0,109
Saint-Sauveur	0,692	0,110	0,732	0,261
Saint-Vallier	0,475	0,008 ***	0,495	0,037 **
Catégorie socioprofessionnelle (travailleurs manuels semi ou non qualifiés)				
Classes de services supérieur et inférieur (I-II)	0,255	0,007 ***	0,386	0,096 *
Classe des petits employés non manuels (IIIab)	0,734	0,318	0,944	0,869
Sous-classe des petits entrepreneurs (IVab)	0,802	0,360	0,914	0,754
Sous-classe des entrepreneurs du secteur primaire	0,024	0,781	0,019	0,768
Contremaîtres, techniciens inférieurs et travailleurs manuels qualifiés (V-VI)	0,725	0,098 *	0,777	0,274
Sous-classe des travailleurs manuels du secteur primaire	5,670	0,230	952,933	0,612
Indéterminé	0,687	0,291	0,801	0,595
Sans travail	0,528	0,323	0,988	0,986
Âge du père (Père âgé de 46 ans et plus)				
Père âgé de moins de 25 ans	0,865	0,724	1,049	0,919
Père âgé de 26 à 35 ans	1,058	0,854	1,053	0,885
Père âgé de 36 à 45 ans	1,135	0,650	1,149	0,672
Compétences linguistiques du père (Père bilingue et lettré)				
Père francophone lettré	1,082	0,675	1,073	0,753
Père francophone sachant lire seulement	4,410	0,006 ***	3,619	0,086 *
Père illettré	1,096	0,713	1,344	0,292
Sans occupation rémunérée				
Occupation rémunérée pour la mère	4,061	0,013 ***	8,522	0,004 ***
Âge de la mère (Mère âgée de 36 ans et plus)				
Mère âgée de moins de 25 ans	1,143	0,636	0,913	0,788
Mère âgée de 26 à 35 ans	1,039	0,853	1,050	0,841
Compétences linguistiques de la mère (Mère bilingue et lettrée)				
Mère francophone lettrée	1,148	0,475	1,142	0,559
Mère francophone sachant lire seulement	1,883	0,114	1,890	0,154
Mère illettrée	1,038	0,902	0,906	0,784
Sans membre apparenté				
Présence d'un membre apparenté	0,891	0,589	0,813	0,409
Sans logeur				
Présence d'un logeur	0,757	0,331	0,962	0,903
Sans domestique				
Présence d'un domestique	0,934	0,802	0,819	0,556
Sans autre enfant (-2 ans)				
Présence d'un autre enfant (-2 ans)	0,985	0,923	0,963	0,841
Présence de deux autres enfants (-2 ans)	2,118	0,020 ***	1,743	0,211
Khi 2	30,204 ***			
2 Log Likelihood	2101,064			

Annexe 4

Résultats obtenues à la suite des analyses multivariées effectuées en substituant la catégorie référence quartier

Sous-variables	GROUPE A (1899-1900)		GROUPE B (1900)	
	Exp(β)	Sig	Exp(β)	Sig
Quartier (Saint-Jean)				
Les Basses-Terrasses	0,962	0,887	0,900	0,744
La Cité	1,005	0,990	0,822	0,663
La Colline	1,367	0,196	1,133	0,668
Saint-Roch	1,406	0,055 *	1,382	0,120
Jacques-Cartier	1,857	0,001 ***	1,746	0,009 ***
Saint-Sauveur	1,380	0,058 *	1,377	0,107
Saint-Vallier	1,359	0,104	1,165	0,495
Sexe (Filles)				
Garçons	1,513	0,000 ***	1,509	0,000 ***
Catégorie socioprofessionnelle (travailleurs manuels semi ou non qualifiés)				
Classes de services supérieur et inférieur (I-II)	0,575	0,036 **	0,654	0,170
Classe des petits employés non manuels (IIIab)	0,814	0,303	0,946	0,812
Sous-classe des petits entrepreneurs (IVab)	0,952	0,758	0,978	0,907
Sous-classe des entrepreneurs du secteur primaire	1,956	0,433	1,868	0,486
Contremaîtres, techniciens inférieurs et travailleurs manuels qualifiés (V-VI)	0,898	0,409	0,885	0,439
Sous-classe des travailleurs manuels du secteur primaire	0,857	0,889	3,044	0,438
Indéterminé	0,921	0,707	0,908	0,707
Sans travail	0,256	0,013 ***	0,340	0,057 *
Âge du père (Père âgé de 46 ans et plus)				
Père âgé de moins de 25 ans	0,790	0,363	0,869	0,639
Père âgé de 26 à 35 ans	1,014	0,940	1,100	0,669
Père âgé de 36 à 45 ans	1,095	0,594	1,095	0,652
Compétences linguistiques du père (Père bilingue et lettré)				
Père francophone lettré	1,189	0,144	1,152	0,319
Père francophone sachant lire seulement	1,859	0,072 *	1,920	0,131
Père illettré	1,060	0,730	1,129	0,541
Sans occupation rémunérée				
Occupation rémunérée pour la mère	5,212	0,000 ***	4,272	0,002 ***
Âge de la mère (Mère âgée de 36 ans et plus)				
Mère âgée de moins de 25 ans	0,933	0,700	0,658	0,048 **
Mère âgée de 26 à 35 ans	0,793	0,074 *	0,645	0,005 ***
Compétences linguistiques de la mère (Mère bilingue et lettrée)				
Mère francophone lettrée	0,977	0,846	0,992	0,957
Mère francophone sachant lire seulement	1,375	0,257	1,246	0,504
Mère illettrée	1,112	0,577	0,963	0,866
Sans membre apparenté				
Présence d'un membre apparenté	0,775	0,068 *	0,734	0,061 *
Sans logeur				
Présence d'un logeur	0,920	0,615	0,980	0,916
Sans domestique				
Présence d'un domestique	0,751	0,109	0,619	0,029 **
Sans autre enfant (-2 ans)				
Présence d'un autre enfant (-2 ans)	1,006	0,952	1,011	0,930
Présence de deux autres enfants (-2 ans)	2,131	0,000 ***	2,378	0,002 ***