

Conditions de vie en milieu urbain dans l'enfance et la longévité : le cas de Montréal.

Par Laurence Pilon-Marien¹ et Alain Gagnon²

¹Université de Montréal

²The University of Western Ontario

Avec les progrès de l'espérance de vie générale, la rectangularisation de la courbe des survivants et l'émergence des centenaires et des supercentenaires, plusieurs chercheurs ont tenté d'en apprendre un peu plus sur les déterminants généraux de la longévité et de la survie à des âges élevés. Certaines études se sont attardées sur le lien entre les facteurs familiaux et la longévité et ont rapporté une relation significative entre la survie individuelle et celles des frères et sœurs (Mazan et Gagnon 2007; Blackburn et al. 2004; Perls et al 2002; Gavrilov et Gavrilova 2001). Cette relation est sans doute due en partie à des facteurs génétiques, partagés au seuil de 50% parmi les frères et sœurs (Gagnon et al. 2005), mais aussi à des conditions de vie commune qui s'établissent généralement tôt durant l'enfance. En effet, on se doute depuis longtemps que les conditions de vie dans l'enfance ont une influence importante sur la santé et la mortalité à l'âge adulte (Kermack, McKendrick et McKinlay, 1934) et des études récentes ont confirmé cette relation (Elo et Preston, 1992 et Galobardes et al, 2004).

À ce jour, cette niche n'a pas été explorée pour le Québec et le Canada, sauf dans un article par Gagnon et Mazan (2009) pour la période préindustrielle. Nous espérons prendre part à l'avancement des connaissances pour la population québécoise contemporaine, et plus précisément pour les individus ayant vécu leur enfance en milieu urbain montréalais au tournant du 20^e siècle.

La cohorte que nous proposons d'étudier est particulièrement intéressante puisqu'elle est venue au monde dans un contexte d'industrialisation, d'urbanisation et de forte croissance démographique ayant affecté les conditions de vie des familles. Certes, l'exode rural a alimenté le dynamisme urbain de Montréal et favorisé son essor économique, mais ces conditions ont aussi donné lieu à une très forte mortalité (Linteau, 2000). Bien qu'à la fin du 19^e siècle le déclin de la mortalité s'amorce pour l'ensemble du Québec ainsi que pour Montréal (Charbonneau, 1975 et Thétreault, 1979), la métropole québécoise connaît encore des taux de mortalité générale et infantile supérieur à la majorité des grandes villes nord-américaines (Thétreault, 1979, et Linteau, 2000). Malgré une transition épidémiologique déjà largement enclenchée, la majorité des décès sont encore grandement imputables aux maladies infectieuses, particulièrement chez les enfants. Il s'agit généralement de maladies à caractère social, comme la typhoïde, la tuberculose et les maladies diarrhéiques (Tétreault 1979). Au tournant du siècle, Montréal est une ville teintée d'iniquité, où l'inégalité face à la mort s'observe à l'échelle des quartiers, des classes sociales et des groupes ethnolinguistiques (Linteau 2000, Tétreault 1979). Ces iniquités s'expriment par des variations importantes dans les niveaux de revenu et d'éducation, la qualité de l'eau, du lait et de l'alimentation, les mesures d'hygiène publique de quartier, ainsi que l'hygiène dans la sphère privée, l'état du système d'égouts et d'aqueducs, le logement, etc. (Dagenais et Durand 2006, Linteau 2000, Guérard 1996, Farley et al. 1995, Pierre-Deschênes 1995, Tétreault, 1979). Tous ces facteurs concourent alors pour influencer

dans l'immédiat les niveaux de mortalité infantiles et des enfants. Ont-ils une portée beaucoup plus longue ? La santé à l'âge adulte et jusque dans la vieillesse porte-t-elle encore la marque lointaine de l'enfance ? Ou cette marque s'efface-t-elle comme un souvenir anodin ?

Jusqu'à présent, peu d'études ont abordé la question d'un point de vue uniquement urbain, bien que les villes offrent la possibilité de tester plusieurs hypothèses sur l'exposition à des conditions néfastes, particulièrement au tournant du 20e siècle. Nous aimerions donc découvrir s'il existe des disparités de longévité pouvant être le fruit des conditions de vie contrastées durant l'enfance. En d'autres mots, ces conditions de vie ont-elles un effet sur la mortalité aux grands âges ?

Conditions de vie dans l'enfance, santé et mortalité; cadre théorique

Plusieurs chercheurs ont tenté d'expliquer la relation entre les conditions de vie dans l'enfance, la santé et la mortalité au cours du cycle de vie. Preston et al. (1998) ont d'ailleurs construit un cadre théorique résumant l'ensemble des théories existantes. De manière générale, les conditions dans l'enfance pourraient avoir un effet direct ou indirect sur la morbidité et la mortalité aux âges subséquents. En outre, la relation peut aussi bien être positive que négative.

L'effet direct peut s'interpréter comme l'effet persistant, donc à long terme, d'une cicatrice. Dans la littérature sur le sujet, il est question du modèle de la période critique (« *critical period model* »; Galobardes et al, 2004) ou bien d'une « morbidité phénotypique » associée à la cohorte de naissance (« *cohort morbidity phenotype* »; Finch et Crimmins, 2004). C'est-à-dire que l'exposition à certaines conditions ou maladies durant une période spécifique du cycle de vie peut laisser une trace permanente dont l'impact se fera sentir ultérieurement. Par exemple, selon diverses études, les individus ayant contracté la tuberculose, l'hépatite B ou des rhumatismes articulaires durant l'enfance ont une mortalité plus élevée au cours des autres étapes de la vie (Elo et Preston, 1992). Ce phénomène s'expliquerait par un effet biologique, puisque l'enfance constitue une période charnière du développement. D'ailleurs, selon Fogel (Bengtsson et Lindstrom, 2000), la malnutrition durant l'enfance et la période de gestation aurait un impact sur la sur la formation des organes, leur durabilité ainsi que leur performance, et serait donc associée à certaines maladies chroniques aux grands âges. Notons toutefois, que l'exposition à certaines maladies infectieuses peut conférer une immunité à ces maladies lorsqu'elles reviennent et alors produire une relation inverse où les malades d'antan apparaissent plus robustes (Preston et al, 1998).

La relation peut également être indirecte et non causale si certaines caractéristiques « externes », généralement environnementales, persistent tout au long de la vie. C'est le modèle des « environnements corrélés ». Par exemple, un individu élevé sur une ferme a de bonnes chances de passer sa vie adulte dans un milieu rural. Si pour une raison ou pour une autre, la mortalité est plus grande à la ville qu'à la campagne (comme c'était le cas historiquement), on retrouvera une association entre les conditions de santé dans l'enfance et à l'âge adulte sans que les premières aient nécessairement entraîné les secondes. En d'autres termes, les individus ayant vécu à la ville auront été exposés, tout au long de leur vie, à de plus grands risques de décès et inversement pour les individus nés à la campagne, ce qui crée indirectement une relation entre les taux de mortalités à différents âges indépendante de toute causalité s'établissant au niveau individuel (Gagnon et Mazan, 2009).

Une variante intermédiaire des deux modèles précédents, qui n'est pas explicitée dans le cadre analytique de Preston et al. (1998), concerne les cas où il y a une *accumulation* des risques au cours de la vie augmentant les probabilités de développer certaines morbidités ou de décéder. Le cas classique est celui du statut socio-économique : ceux qui proviennent d'un milieu défavorisé auront moins de chance d'aller à l'université et plus de chance d'occuper un emploi manuel, auquel est associée une série de facteurs qui augmentent au les risques de décès (cigarette, mauvaise alimentation, sédentarité, etc.). Il est alors question du modèle d'accumulation des risques¹ (Galobardes et al, 2004) ou du processus d'accumulation des désavantages² (O'Rand et Hamil-Luker, 2005). La relation n'est pas aussi directe que dans le modèle de la période critique mais, contrairement au modèle des environnements corrélés, la causalité persiste au niveau individuel, quoiqu'elle soit indirecte. Les niveaux de risques sont alors le résultat d'une persistance des conditions dans l'enfance ou de leur changement (amélioration ou détérioration) durant la vie d'adulte. Galobardes et al. (2004) ont d'ailleurs rapporté les résultats de plusieurs études où la relation enfance/âge adulte pouvait être atténuée, voir même, dans certains cas, effacée par l'ajout du statut socioéconomique à l'âge adulte. C'est donc qu'il y a moyen « d'effacer » les traces du passé, contrairement aux empruntes indélébiles ou dommages irréversibles du modèle de la période critique.

Finalement, Preston et al. (1998) mentionnent un autre effet indirect, mais produisant cette fois une relation inverse entre les conditions de vie à un jeune âge et la mortalité à des âges subséquents. Cet effet indirect s'opère par le biais d'un effet de sélection. Il se pourrait que les individus ayant survécu à des conditions difficiles dans l'enfance soient plus robuste que la moyenne de la population et aient, par le fait même, une mortalité plus faible au cours des différentes étapes de leur cycle de vie. L'effet serait donc associé à une hétérogénéité non-observée dans la population.

Dans le cas échéant, l'utilisation de ce cadre théorique est relativement ardue, puisque nous ne disposons pas d'informations complètes sur les cycles de vie à l'âge adulte. Il sera donc difficile d'établir si nos résultats sont des effets découlant d'un processus d'accumulation des risques ou d'une période critique. Pour l'instant, nous nous contenterons d'hypothèses sommaires confrontant les données disponibles. Afin de pallier à cette carence, nous veillons présentement au jumelage du statut socioprofessionnel tel que déclaré au moment du mariage.

Présentation générale des données

Les données utilisées proviennent principalement d'un projet de recherche visant à observer l'effet des conditions de vie dans l'enfance sur la mortalité aux grands âges, au Québec. Il s'agit d'une base de données jumelant le recensement canadien de 1901 et les actes de décès de l'état civil québécois. Ce jumelage a été fait dans le but d'établir l'âge au décès d'enfants canadien-français âgés entre 0 et 15 ans, en 1901, sur lesquels il existait déjà des informations socio-économiques. De plus, l'utilisation de ce recensement permettait de baser l'étude sur une cohorte d'individus éteinte (nés dans les années 1885-1901), ce qui est fondamental pour l'étude de la longévité.

La conception de la collecte de données s'inspire des méthodes utilisées par Preston et al. (1998) dans une étude retraçant en amont dans le recensement américain de 1900 les individus décédés au début de l'année

¹ *Accumulation of risk model*

² *Processes of Cumulative adversity*

1985. Contrairement à cette dernière, toutefois, notre étude de cohorte retrace *en aval* la date de décès d'individus énumérés dans les recensements du début du 20^{ième} siècle au Québec.

Afin d'obtenir les âges au décès, une recherche systématique a été effectuée dans le but de trouver les dates de décès des individus. Celles-ci ont été trouvées à l'aide de l'index des décès québécois de 1926 à 1996 de l'Institut de la Statistique du Québec (Société de Généalogie de Québec) et d'un fichier spécialement conçu par l'ISQ contenant les décès des personnes âgées de 85 ans et plus entre 1997 à 2004. Les décès ont été retracés et appariés manuellement en fonction d'informations essentielles : nom (s), prénom (s) et date de naissance, tels qu'indiqués au recensement ainsi que les noms et prénoms des parents et conjoint(s).

Cependant, le recensement ne contenant pas toutes ces informations, les actes paroissiaux des mariages catholiques au Québec entre 1800 et 1940, gracieuseté du *Projet BALSAC* de l'Université du Québec à Chicoutimi³, ont été consultés dans le but d'obtenir le nom des conjoints éventuels ainsi que le nom de jeune fille de la mère des sujets. C'est, entre autres, pour ces raisons que la base de données se limite aux ménages québécois d'origine canadienne-française et catholique. En plus d'être d'une qualité et d'une exhaustivité difficiles à égaler, de telles données ne sont pas facilement disponibles pour l'ensemble du Canada et pour les autres religions avant la mise en place de l'état civil.

En bout de ligne, la mortalité considérée par l'échantillon concerne seulement les individus d'origine canadienne-française nés entre 1885 et 1901, domiciliés au Québec lors du recensement de 1901 et morts dans cette même province après 1926. De plus, l'état civil ne commençant qu'en 1926 et les actes de décès étant plus complet à partir du milieu des années 1930, la base de données est surtout axée sur les enfants décédés à plus de 40 ans. Toutefois, cela ne cause aucun problème apparent. Dans le cadre d'une étude sur la longévité, la sélection d'individus décédés à plus de 40 ans permet en partie d'exclure les gens décédés de causes non reliées à ce phénomène, soit la mort accidentelle, ainsi que la mortalité infanto-juvénile et maternelle (Mazan et Gagnon 2007, Blackburn et al. 2004).

Données pour Montréal

En construction depuis mai 2007, notre base de données est aujourd'hui complétée à plus de 80 %. Jusqu'à présent, 11 140 individus nés entre 1885 et mars 1901 ont été traités pour l'ensemble du Québec. En ce qui concerne Montréal, ce nombre est d'environ 1 800 individus pour lesquels 59% des dates de décès ont été trouvées. Parmi ceux dont nous détenons un âge au décès, 90% sont décédés après 40 ans, soit 52,5% de l'ensemble des individus (voir Tableau 1).

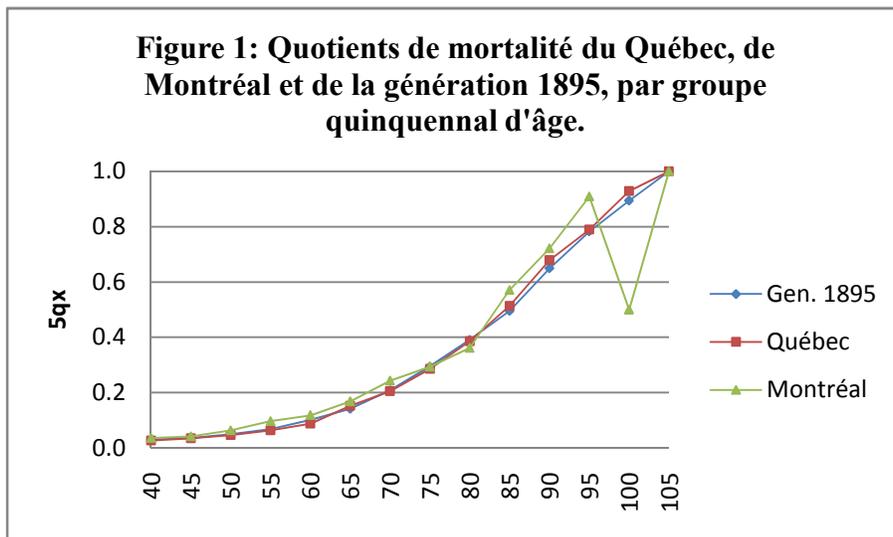
³ <http://www.uqac.ca/balsac>

Tableau 1: État de la collecte des décès pour Montréal

Année de naissance	Échantillon 80%	% décès collectés	% décès après 40 ans	Décès par groupe d'âge					
				40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90 et plus
1885-1890	273	53%	49%	12	20	37	34	22	10
1891-1896	763	59%	53%	33	61	75	112	91	36
1897-1901	761	61%	53%	30	53	84	105	96	33
Total	1797	59%	53%	75	134	196	251	209	79

Il est normal que le taux d'appariement ne soit pas de 100%, puisque la population d'étude est soumise à l'émigration ainsi qu'à la mortalité avant 1926. Il faut aussi ajouter à cela la possibilité de difficultés dans la collecte de données (appariements rendus difficiles par les nombreux cas d'homonymie, migrations, etc.). Ces lacunes ne constituent pas un obstacle incontournable à l'utilisation des données qu'offre cette base. Toutefois, il est primordial que les décès retrouvés soient représentatifs, c'est-à-dire que la mortalité par âge après 40 ans doit représenter celle expérimentée au cours du 20^e siècle par la génération correspondante.

À l'échelle du Québec, il est possible de constater une correspondance remarquable entre la mortalité des individus de la base de données et celle observée pour la génération née en 1895 et décédée au Québec (figure 1 ; pour plus d'information voir Pilon-Marien et al. 2009). Ceci étant dit, il nous était impossible de faire une telle vérification pour Montréal car la plus petite échelle pour les tables de mortalité par génération est celle des provinces. Nous devons donc émettre l'hypothèse que la mortalité des individus ayant résidés à Montréal au recensement de 1901 est représentative, puisque tel est le cas pour l'ensemble du Québec. À première vue, cela semble réaliste, puisque la mortalité montréalaise suit les mêmes tendances que de l'ensemble des québécois de cette génération. Notons que les taux de mortalité apparaissent dans l'ensemble légèrement plus élevés à Montréal que dans le reste de la province, ce qui est conforme au portrait dressé dans d'autres études, tout au moins pour le 19^{ième} siècle et le début du 20^{ième} (Pelletier et al. 1997).



Choix des variables explicatives

Afin de définir les conditions de vie durant l'enfance à Montréal, quatre variables principales ont été créées à l'aide des informations contenues sur les ménages et les individus dans le recensement de 1901. Parmi ces quatre variables, trois concernent le statut socio-économique du ménage de l'enfant, c'est-à-dire l'emploi du chef de ménage, l'alphabétisation du chef de ménage et le type de famille; la quatrième variable se rapporte plutôt à des aspects socio-sanitaires, bien qu'elle recoupe sans doute en partie des aspects économiques. Nous allons passer ici en revue les quatre variables.

Dans un premier temps, l'emploi (ou l'occupation) sert à représenter le niveau de vie du ménage par l'analyse de son gagne-pain. Nous ne considérons que le chef de ce ménage puisqu'il en est généralement le principal pourvoyeur. Nous aurions également pu prendre en compte le statut d'emploi de la femme/mère, ainsi que les enfants qui sont sur le marché du travail. Nous nous sommes abstenus d'aller dans cette direction, car la littérature sur le recensement de 1901 fait état d'un important sous-enregistrement pour ces informations (Marcoux, 2003 et McCann et al. 2001).

La variable sur l'emploi du chef de ménage comporte 5 catégories créées en fonction de l'emploi lui-même, du type d'emploi (manuel, qualifié, semi-qualifié, etc.) et du statut d'emploi (employé, employeur, autonome, retraité, etc.) :

1. Entrepreneurs, cadres, gestionnaires et cols blancs;
2. Artisans indépendants;
3. Artisans salariés et ouvriers;
4. Journaliers;
5. Sans occupation ou inconnu.

La première catégorie (Entrepreneurs, cadres, gestionnaires et cols blancs) représente les emplois les plus élevés dans l'échelle socio-économique montréalaise. Cependant, il faut noter que cette catégorie est vraisemblablement hétérogène, puisqu'elle regroupe à la fois les gens de la grande et de la petite bourgeoisie (grands entrepreneurs et industriels, notables, membres de professions libérales, petits producteurs et petits commerçants) et les petits employés de bureau. Les artisans indépendants sont à leur compte et peuvent être employeurs ou non. Il y a également les artisans salariés et les ouvriers qui constituent de leur côté une main-d'œuvre qualifiée ou semi-qualifiée, souvent employée en manufacture ou en usine. Ces travailleurs ont la plupart du temps de meilleures conditions de travail et de meilleurs salaires que les journaliers. Les journaliers sont d'ailleurs au bas de l'échelle socio-économique montréalaise, car il s'agit d'une main-d'œuvre sans qualification et donc facilement remplaçable, particulièrement dans cette période d'exode rural vers Montréal qui contribue à grossir les rangs de ce type de main-d'œuvre. Finalement, la dernière catégorie regroupe les individus sans occupation, à la retraite, les rentiers, les chômeurs, ainsi que ceux dont l'emploi est inconnu.

Les conditions de vie dans l'enfance peuvent également être caractérisées par la structure du ménage, à savoir le nombre, l'âge et les liens filiaux ou non qui unissent les individus qui le composent. Un ménage peut prendre différentes formes. Il peut s'agir d'une famille nucléaire, d'une famille monoparentale, d'une famille étendue, c'est-à-dire une famille nucléaire avec laquelle résident d'autres membres de la parenté (et parfois d'autres individus non apparentés), ou, finalement, d'un ménage complexe, composé de plus d'une famille (Laslett, 1972,

Darroch, 2000). Les personnes non-apparentées dans un ménage sont généralement des employés, souvent des servants ou des domestiques, ou bien des pensionnaires. Si la présence d'un servant ou d'un domestique reflète un certain bien-être économique, la présence de pensionnaires est quant à elle plus difficile à interpréter. L'accueil de pensionnaires peut simplement représenter un revenu supplémentaire ou bien une stratégie de survie pour combattre la pauvreté. Sa signification dépendra alors du cycle de vie familiale.

En résumé, la composition du ménage reflète les différentes étapes du cycle de vie familiale, une information socio-économique très pertinente. C'est pourquoi nous avons considéré l'utilisation d'une variable sur le type de famille :

1. Famille nucléaire (parents avec enfants) ;
2. Famille élargie avec membre de la famille ou avec logeur/chambreur;
3. Famille élargie avec employé (femme de chambre, servante, cuisinier, etc.) ;
4. Famille monoparentale.

La troisième variable socio-économique est l'alphabétisation du chef du ménage, à savoir, si le chef sait au minimum lire ou écrire⁴. Dans le cas contraire, il est qualifié d'analphabète. Même si la grande majorité de la population montréalaise sait lire et écrire en 1901, le fait d'être illettré peut être d'autant plus discriminant sur le statut socio-économique et socio-sanitaire, à savoir sur le type d'emploi, sur la connaissance des règles d'hygiène de base, etc.

Finalement, la quatrième variable d'intérêts concerne le statut socio-sanitaire du ménage. Ce statut reflète à la fois le ratio pièce par personne du logement (donc s'il y a un problème de surpeuplement) et le statut de locataire du chef de ménage, c'est-à-dire si la famille est locataire de son milieu de vie ou non. Le premier aspect renvoie à une plus grande susceptibilité aux maladies infectieuses ou autres circonstances sanitaires défavorables lorsque des individus, fussent-ils les membres d'une même famille, vivent trop près les uns des autres. Il faut spécifier que ce ratio considère non seulement le nombre d'individus présents dans le ménage, mais aussi le nombre de familles résidant dans le logement, car le nombre pièces dans le logement a préalablement été réparti également entre le nombre de familles qui y vivent. Le second aspect, d'ordre plutôt socioéconomique, révèle une capacité plus ou moins grande à choisir son milieu de vie et de résidence, d'en être le propriétaire. La mise en relation de ces deux variables était nécessaire afin de bien cerner les conditions socio-sanitaires tout en considérant le statut socio-économique et les stratégies d'accès à la propriété. Il est important de mentionner que le fait d'être propriétaire ne va pas nécessairement de pair avec une résidence plus spacieuse (Baskerville, 2001a). Certains optent pour une résidence plus petite afin d'accéder à la propriété, comme cela fut démontré pour les Canadiens-français résidants à Montréal au 19^e siècle (Olson et Gilliland, 1998).

Le statut socio-sanitaire a été défini en trois catégories : bas, moyen et élevé. Une famille ayant un statut socio-sanitaire bas est locataire de son logement et bénéficie d'un maximum de 0,5 pièce par personne (0 à 0,5). À l'autre extrémité, une famille avec un statut élevé est propriétaire de sa résidence et dispose d'au moins 1,5

⁴ Le chef est considéré alphabétisé s'il sait lire et écrire, mais aussi s'il sait seulement lire ou bien écrire.

pièce par individu qui y loge. Entre ces deux extrêmes, nous retrouvons les familles avec un statut moyen, c'est-à-dire des locataires ou propriétaires dont le ratio pièce par personne se situe entre 0,5 et 1,5, les locataires ayant un ratio de plus de 1,5 pièce par personne, ainsi que les propriétaires dont ce ratio est inférieur à 0.5.

Méthodologie et résultats

Nous avons utilisé le modèle à risques proportionnels de Cox, soit un modèle d'analyse de survie semi-paramétrique, pour observer l'effet des quatre variables définissant les conditions de vie dans l'enfance sur l'âge au décès après 40 ans. En plus de ces variables d'intérêts, d'autres variables ont été ajoutées à des fins de contrôles : le sexe, l'année et le lieu de naissance, ainsi que l'âge du chef de ménage lors du recensement.

Le sexe de l'individu joue ici un rôle principalement de contrôle, car, afin d'observer l'effet réel des variables socio-économiques et sanitaires, il faut aussi considérer la mortalité différentielle selon le genre. Quant à l'année de naissance, elle contrôle pour l'âge auquel ces conditions ont été expérimentées. Il ne faut pas oublier que toutes les caractéristiques prises en compte sont celles à un moment précis dans le temps et que les individus ne sont pas tous au même stade de leur développement (l'échantillon comprend des enfants âgés de 0 à 15 ans en 1901). Par ailleurs, le lieu de naissance permet de distinguer les effets pour ceux ayant évolué dans un milieu urbain depuis leur naissance, contrairement à ceux ayant vécu leurs premières années en milieu rural. Finalement, l'âge du chef de ménage a été considéré dans le but de contrôler le cycle de vie économique de la famille et l'emploi du chef, car ce sont des phénomènes qui évoluent dans le temps. L'âge du chef en 1901 permet donc de considérer à quelle étape du cycle de vie familiale se situe le ménage.

Tableau 2. Modèle de Cox : Survie à plus de 40 ans selon les caractéristiques socioéconomiques et socio-sanitaires durant l'enfance.

Variables	Hazard Ratio	Robust Std, Err,	P> z	% Catégories N = 944	Sélection (% decès apres 40 ans) N=1 797	Proportionnalité Prob>chi2
Sexe	1.5476	0.0427	0.0000		49.8%	0.0174
Référence: femme				53%	55.1%	
Année de naissance	0.9881	0.0108	0.2750			0.0301
Âge du chef de ménage, 1901	1.0000	0.0055	0.9980			0.2387
Lieu de naissance						
Rural	1.0010	0.0915	0.9910	20%	54.7%	0.1908
Inconnu	0.9548	0.1857	0.8120	1%	38.5%	0.3636
Référence: Urbain				79%	52.3%	
Type de famille						
Élargie (avec famille ou chambreur)	1.1167	0.0989	0.2130	19%	54.8%	0.4861
Élargie (avec employé)	0.9698	0.1286	0.8170	9%	64.6%	0.9617
Monoparentale	0.4899	0.1010	0.0010	2%	43.6%	0.7729
Référence: Nucléaire				71%	51.0%	
Alphabetisation du chef de ménage	1.0913	0.1524	0.5320		40.1%	0.6212
Référence: sait au moins lire ou écrire				93%	53.8%	
Emploi du chef de ménage						
Artisans indépendants	0.9711	0.0995	0.7740	14%	50.8%	0.2280
Artisans employés et ouvriers	1.0343	0.0904	0.7000	31%	50.0%	0.3319
Journaliers	0.8802	0.0973	0.2480	12%	42.9%	0.0008
Sans occupation	1.2269	0.2326	0.2810	4%	58.3%	0.9410
Référence: Entrepreneurs, cadres, gestionnaires et cols blancs				40%	58.8%	
Status socio-sanitaire lié au logement						
Bas	1.2953	0.1662	0.0440	13%	47.8%	0.0223
Élevé	0.8233	0.0964	0.0970	8%	52.7%	0.0684
Référence: Moyen				79%	53.4%	
Total			0.0000			0.0125

Erreurs standards ajustées selon le ménage d'appartenance (428 grappes)

Au premier abord, il est possible de constater que même si le modèle est statistiquement significatif, peu de variables ont un impact significatif sur la survie passée 40 ans (tableau 2). Seuls le sexe, l'absence d'un parent dans le ménage et un statut socio-sanitaire bas semblent avoir un impact significatif sur l'âge au décès ($p < 0,05$). A un âge donné, et supposant des risques proportionnels, un homme aurait environ une fois et demi plus de chance de mourir qu'une femme (risque relatif = 1,55). De plus, provenir d'un ménage ayant un statut socio-sanitaire bas augmenterait de 30 % le risque de mourir par rapport à un statut moyen. Si l'on est prêt à accepter un seul de signification de 10%, alors on peut dire qu'en comparaison avec ceux pour lesquels le statut socio-sanitaire était moyen, les risques sont d'environ 20% plus bas chez ceux pour lesquels ce statut était élevé (risque relatif = 0,82; $p = 0,097$).

Étonnamment, un individu issu d'un ménage monoparental aurait 51 % moins de risque de décéder que son homologue ayant vécu dans une famille nucléaire. Selon toute logique, et selon l'étude de Preston et al. (1998) d'ailleurs, l'absence de l'un des parents devrait avoir l'effet contraire et donc d'augmenter le risque de décéder. D'une part, le petit nombre d'individus dans cette catégorie, soit 2% de l'échantillon, pourrait fausser le résultat. D'autre part, il est possible que ceux qui survivent au décès d'un parent en bas âge constituent un échantillon d'individus « sélectionnés », ou « robustes ». Nous y reviendrons. Ce résultat nous amènes également à nous interroger sur la direction de l'effet de certaines variables non significatives. À notre grande surprise, un individu

provenant d'une famille où le chef est journalier a un risque de mourir 12 % moins élevé que celui d'une personne dont le père est entrepreneur, cadre, gestionnaire ou cols blancs.

Les résultats non-significatifs pour certaines variables pourraient s'expliquer par le non-respect d'une des hypothèses de base du modèle de Cox, soit la proportionnalité des risques dans le temps. De manière générale, il semble que l'ensemble du modèle soit non proportionnel ($p < 0,05$). C'est du moins ce que l'on peut déduire d'une analyse corrélant les résidus de Schoenfeld avec le logarithme de l'âge (Cleves et al, 2004). Plus précisément, les variables dont l'effet paraît varier dans le temps sont le sexe, l'année de naissance, l'emploi du chef, ainsi que le statut socio-sanitaire (ces variations peuvent être observées sur les graphiques en annexe représentant l'évolution des quotients de mortalité selon les différentes catégories de ces variables). Il est possible de corriger ce problème en modélisant l'interaction de ces variables avec le temps.

Le tableau 3 présente les résultats prenant en compte l'interaction linéaire des quatre variables avec le temps. De façon générale, le modèle reste significatif et respecte l'hypothèse de proportionnalité dans son ensemble ($p > 0,05$) ainsi que pour chacune de ces variables. Avec ces corrections, nous constatons que le statut de journalier a désormais un effet significatif, tant dans son effet initial que dans son interaction avec le temps. Cela signifie qu'à 40 ans un fils ou une fille de journalier a 13 fois moins de risque de mourir qu'un fils ou une fille d'entrepreneur, de cadre, de gestionnaire ou de col blanc ($1/0,0779 = 12.83$). Par contre, chaque année supplémentaire après 40 ans augmente le risque de mourir de ces individus de 3% ($HR = 1,0343$). L'avantage des enfants de journalier par rapport à ceux des entrepreneurs et autres se résorbe donc avec l'âge. Le risque de ceux-ci est d'environ 2,5 fois moins élevé à 50 ans puis 1,3 fois moins élevé à 60 ans. Une fois l'âge de 67 ans atteint, le fait d'être un enfant de journalier devient un désavantage pour la survie. Par exemple, à 80 ans leur risque de décéder est 69 % plus élevé que ceux dont le père était entrepreneur, etc.

Tableau 3. Modèle de Cox : Survie à plus de 40 ans selon les caractéristiques socioéconomiques et socio-sanitaires durant l'enfance, avec variation de l'effet des variables dans le temps.

Variables	Hazard Ratio	Robust Std, Err,	P> z	% Catégories N = 944	Sélection (% decès après 40 ans) N=1 797	Proportionnalité Prob>chi2
Sexe	0.8401	0.4382	0.6360		49.8%	0.1934
Référence: femme				53%	55.1%	
Année de naissance	0.9178	0.0404	0.0520			0.7957
Âge du chef de ménage, 1901	0.9990	0.0055	0.8550			0.4803
Lieu de naissance						
Rural	1.0003	0.0896	0.9980	20%	54.7%	0.1522
Inconnu	0.9862	0.2009	0.9450	1%	38.5%	0.2015
Référence: Urbain				79%	52.3%	
Type de famille						
Élargie (avec famille ou chambreur)	1.1203	0.1008	0.2070	19%	54.8%	0.5479
Élargie (avec employé)	0.9796	0.1272	0.8740	9%	64.6%	0.9488
Monoparentale	0.4738	0.1051	0.0010	2%	43.6%	0.9606
Référence: Nucléaire				71%	51.0%	
Alphabetisation du chef de ménage	1.0477	0.1561	0.7540		40.1%	0.5160
Référence: sait au moins lire ou écrire				93%	53.8%	
Emploi du chef de ménage						
Artisans indépendants	0.4808	0.2600	0.1760	14%	50.8%	0.5627
Artisans employés et ouvriers	0.6942	0.3119	0.4170	31%	50.0%	0.8141
Journaliers	0.0779	0.0493	0.0000	12%	42.9%	0.5113
Sans occupation	0.9820	0.6954	0.9800	4%	58.3%	0.4198
Référence: Entrepreneurs, cadres, gestionnaires et cols blancs				40%	58.8%	
Status socio-sanitaire lié au logement						
Bas	2.1502	1.1824	0.1640	13%	47.8%	0.1037
Élevé	0.1942	0.1711	0.0630	8%	52.7%	0.2046
Référence: Moyen				79%	53.4%	
Variables en intération avec le temps						
Sexe	0.9915	0.0051	0.0910			0.2133
Référence: femme						
Année de naissance	1.0010	0.0006	0.0950			0.7804
Emploi du chef de ménage						
Artisans indépendants	1.0099	0.0070	0.1550			0.5769
Artisans employés et ouvriers	1.0058	0.0063	0.3550			0.8321
Journaliers	1.0343	0.0086	0.0000			0.4712
Sans occupation	1.0028	0.0102	0.7790			0.4595
Référence: Entrepreneurs, cadres, gestionnaires et cols blancs						
Status socio-sanitaire lié au logement						
Bas	0.9926	0.0078	0.3420			0.0961
Élevé	1.0193	0.0115	0.0900			0.1865
Référence: Moyen						
Total			0.0000			0.9792

Erreurs standards ajustées selon le ménage d'appartenance (428 grappes)

Alors que l'origine monoparentale reste significative, le sexe et le statut socio-sanitaire, significatifs dans le précédent modèle, ne le sont plus, tant pour leurs effets initiaux (à 40 ans) que pour leurs effets dans le temps. Étonnamment, l'effet initial du sexe sur la survie semble inversé, bien que non significatif : le fait d'être un homme paraît maintenant être bénéfique pour la survie ! Ce résultat soulève quelques interrogations, sur lesquelles nous reviendrons un peu plus loin.

Comme nous l'avons dit plus haut, il est fort possible que les résultats soient biaisés par un effet de sélection. Il ne faut pas oublier que l'analyse considère seulement les 53 % pour qui un décès au Québec a été retrouvé après 40 ans. Une proportion importante de 47 % manque à l'appel (décès avant 40 ans, décès à l'extérieur de la province, ou problème résultant de la collecte de données). S'il s'avérait que la probabilité de trouver un acte de décès et la longévité soient expliquées par les mêmes facteurs, alors les estimateurs obtenus par le modèle de Cox seraient automatiquement biaisés. D'une part, la sélection produirait une hétérogénéité (non-observée) qui entraîne généralement une sous-estimation des effets des paramètres inclus dans le modèles (Garibotti et al. 2006). À ce biais caractéristique de tous les modèles de durée s'ajouterait une erreur de spécification dont l'effet est similaire à celui d'une variable indépendante omise ayant à la fois une relation avec la variable dépendante ainsi qu'une relation avec une ou plusieurs des variables indépendantes sélectionnées (Heckman, 1979, Berk, 1983).

Comme nous l'avons montré dans un travail précédent (Pilon-Marien et al. 2009), il semble y avoir en effet sélection pour la majorité des variables incluses dans le modèle de survie. Cette sélection des décès retrouvés après 40 ans est plus prononcée sur le sexe, l'année de naissance, le lieu de naissance, les ménages dont le chef est analphabète, les familles monoparentales, les familles avec employé et les ménages dont le chef est journalier, sans occupation ou entrepreneur, cadre, etc. Nous allons prendre en compte cet effet de sélection en utilisant la méthode en deux étapes de Heckman (*Heckman two-stage modelling strategy*). Cette méthode consiste à modéliser le risque de ne pas être sélectionné (ne pas avoir été jumelé à un acte de décès après 40 ans) pour ensuite introduire ce risque comme variable explicative supplémentaire dans le modèle de survie. Le risque de ne pas être sélectionné est dénommé « ratio inverse de Mills » (*Inverse Mills' Ratio*) et est tiré des résidus d'un modèle probit.

Huit variables ont été choisies pour évaluer la sélection : le sexe, la cohorte de naissance, le nombre de familles dans la résidence, le type de famille, ainsi que l'emploi, l'alphabétisation et le lieu de naissance du chef de ménage. En observant plus attentivement ces variables, on constate la présence de deux variables qui ne se retrouvent pas dans le modèle de survie, soit le nombre de famille dans la résidence et le lieu de naissance du chef de ménage. D'une part, le nombre de familles a été choisi car il permet de révéler un processus de sélection en lien avec le statut socio-sanitaire qui n'apparaissait pas comme significative dans le modèle de survie après 40 ans. D'autre part, le lieu de naissance du chef de ménage permet de corriger une partie de la sélection reliée à la profession celui-ci. Ces deux variables jouent le rôle « d'instruments », couramment utilisés dans les modèles d'Heckman afin d'empêcher une trop grande multicollinéarité (==REF==).

Tableau 4. Modèle de la sélection des décès après 40 ans

Variables	Coefficient	Robust Std, Err,	P> z	Variables	Coefficient	Robust Std, Err,	P> z
Modèle explicatif de l'âge au décès après 40 ans				Modèle explicatif de la sélection des décès après 40 ans			
Sexe	4,404	0,914	0,0000	Sexe	0,130	0,060	0,0310
Référence: homme				Référence: homme			
Année de naissance	0,277	0,129	0,0310	Génération			
Âge du chef de ménage, 1901	0,021	0,071	0,7660	1891-1896	0,083	0,089	0,3520
Lieu de naissance				1897-1901	0,067	0,089	0,4510
Rural	-0,823	1,115	0,4610	Référence: 1885-1890			
Inconnu	4,162	4,282	0,3310	Lieu de naissance du chef de ménage			
Référence: Urbain				Rural	0,102	0,062	0,1000
Type de famille				Inconnu	-0,053	0,163	0,7440
Élargie (avec famille ou chambreur)	-1,399	1,169	0,2310	Référence: Urbain			
Élargie (avec employé)	0,769	1,685	0,6480	Alphabétisation du chef de ménage	-0,210	0,111	0,0590
Monoparentale	8,114	3,468	0,0190	Référence: sait au moins lire ou écrire			
Référence: Nucléaire				Emploi du chef de ménage			
Alphabétisation du chef de ménage	-1,984	1,879	0,2910	Artisans indépendants	-0,162	0,096	0,0910
Référence: sait au moins lire ou écrire				Artisans employés et ouvriers	-0,177	0,075	0,0180
Emploi du chef de ménage				Journaliers	-0,318	0,100	0,0010
Artisans indépendants	0,723	1,443	0,6170	Sans occupation	0,028	0,166	0,8680
Artisans employés et ouvriers	-0,083	1,136	0,9420	Référence: Entrepreneurs, cadres, gestionnaires et cols blancs			
Journaliers	3,270	1,700	0,0540	Type de famille			
Sans occupation	-2,004	2,278	0,3790	Élargie (avec famille ou chambreur)	0,083	0,079	0,2930
Référence: Entrepreneurs, cadres, gestionnaires et cols blancs				Élargie (avec employé)	0,211	0,123	0,0850
Status socio-sanitaire lié au logement				Monoparentale	-0,144	0,214	0,4990
Bas	-3,580	1,355	0,0080	Référence: Nucléaire			
Élevé	3,627	1,636	0,0270	Nombre de famille dans la résidence			
Référence: Moyen				2 et +	-0,353	0,159	0,0260
				Inconnu	-0,309	0,174	0,0760
				Référence: 1			
_cons	-459,309	244,877	0,0610	_cons	0,144	0,100	0,1500

Rho= 0,2754

Test indépendance des équations : P = 0,3571

Le panel de droite du Tableau 4 rapporte les coefficients probit du modèle de sélection. Comme nous nous y attendions, nous avons moins de chances d'observer les actes de décès des individus de sexe masculin ou provenant d'un ménage où le chef est soit analphabète, artisan, ouvrier ou journalier. Il en va de même pour ceux ayant grandi dans un ménage monoparental ou dans un ménage où le nombre de famille est supérieur à deux ou inconnu. Cette sélection pourrait expliquer en outre pourquoi l'alphabétisation du chef ne semble pas avoir d'effet sur la survie après 40 ans et pourquoi il semble avantageux de provenir d'une famille monoparentale ou d'un ménage où le chef est journalier.

D'ailleurs, l'inclusion du ratio inverse de Mills dans le modèle de Cox (Tableau 5) est statistiquement significative et semble corriger l'effet de la variable sur l'alphabétisation et de l'emploi du chef de ménage. Même si ces paramètres ne sont toujours pas significatifs, leur direction est désormais moins déconcertante. Le fait de provenir d'un ménage dont le chef est analphabète augmenterait le risque de décéder de 30 %. De plus, les risques de mourir pour les individus ayant eu un père artisans, employé ou ouvrier, journaliers ou sans occupation sont respectivement 16 %, 11 % et 20 % plus élevé que pour ceux dont l'emploi du chef de ménage était entrepreneur, cadres, gestionnaires ou cols blancs. Cependant, l'introduction du ratio inverse de Mills ne nous a pas permis de corriger le risque pour les individus issus d'une famille monoparentale. Il est fort probable

que les effectifs de ce type de famille étaient trop petits pour que la correction ait un impact sur la valeur du risque de cette variable. Il se peut fort bien également que notre correction soit incomplète étant donné qu'elle ne prend pas en compte les décès d'enfants qui ont pu se produire avant le recensement de 1901.

Tableau 5. Modèle de Cox : Survie à plus de 40 ans selon les caractéristiques socioéconomiques et socio-sanitaires durant l'enfance, avec correction pour l'effet sélection dans l'échantillon (Ratio inverse de Mills)

Variables	Hazard Ratio	Robust Std, Err,	P> z	% Catégories N = 944	Sélection (% deces apres 40 ans) N=1 797	Proportionnalité Prob>chi2
Ratio inverse de Mills	0.3135	0.1639	0.0260			0.7852
Sexe	1.6995	0.0459	0.0000		49.8%	0.0446
Référence: femme				53%	55.1%	
Année de naissance	0.9860	0.0110	0.2050			0.0166
Âge du chef de ménage, 1901	0.9990	0.0055	0.8580			0.2058
Lieu de naissance						
Rural	0.9794	0.0902	0.8210	20%	54.7%	0.2151
Inconnu	0.9033	0.1801	0.6100	1%	38.5%	0.3950
Référence: Urbain				79%	52.3%	
Type de famille						
Élargie (avec famille ou chambreur)	1.0481	0.0991	0.6190	19%	54.8%	0.5761
Élargie (avec employé)	0.8442	0.1240	0.2490	9%	64.6%	0.9701
Monoparentale	0.5559	0.1239	0.0080	2%	43.6%	0.8283
Référence: Nucléaire				71%	51.0%	
Alphabetisation du chef de ménage	1.2957	0.2219	0.1300		40.1%	0.6251
Référence: sait au moins lire ou écrire				93%	53.8%	
Emploi du chef de ménage						
Artisans indépendants	1.0888	0.1212	0.4450	14%	50.8%	0.3790
Artisans employés et ouvriers	1.1685	0.1166	0.1190	31%	50.0%	0.5206
Journaliers	1.1091	0.1486	0.4390	12%	42.9%	0.0119
Sans occupation	1.2030	0.2223	0.3170	4%	58.3%	0.9516
Référence: Entrepreneurs, cadres, gestionnaires et cols blancs				40%	58.8%	
Status socio-sanitaire lié au logement						
Bas	1.3169	0.1723	0.0350	13%	47.8%	0.0226
Élevé	0.8996	0.1110	0.3910	8%	52.7%	0.0963
Référence: Moyen				79%	53.4%	
Total			0.0000			0.0143

Erreurs standards ajustées selon le ménage d'appartenance (428 grappes)

Comme ce fut le cas dans notre premier modèle (Tableau 1), il y a une variation de l'effet dans le temps du sexe, de l'année de naissance, de l'emploi du chef ainsi que du statut socio-sanitaire. C'est pour cette raison que le cinquième tableau présente un modèle de Cox tenant compte non seulement de l'effet de sélection, mais aussi des variables en interaction avec le temps.

Avec le dernier modèle (Tableau 6), nous sommes à même de constater que le ratio inverse de Mills corrige difficilement les variables ayant une interaction avec le temps. Par exemple, le risque de décéder à 40 ans pour les enfants de journaliers passe de 0,0779 à 0,0991 lorsque nous introduisons le ratio inverse de Mills. Cependant, la correction semble plus effective pour le sexe et, dans une moindre mesure, pour le statut socio-sanitaire bas : Le risque de mourir à 40 ans des hommes par rapport aux femmes passe de 1,19 à 1,06, tandis que celui des individus provenant d'un ménage avec un statut socio-sanitaire bas passe de 2,15 à 2,24. Par ailleurs, il est intéressant de noter que la correction pour la sélection n'a pratiquement aucun effet sur le risque par unité de temps supplémentaire pour les variables en interaction avec le temps. Nous pouvons donc

supposer que la correction affecte surtout le niveau de base du risque et pas son évolution dans le temps. Notons toutefois que la taille de l'échantillon ne nous permet peut-être pas d'amener des précisions définitives à ce compte et il nous faut interpréter le tableau 6 qu'avec la plus grande circonspection.

Tableau 6. Modèle de Cox : Survie à plus de 40 ans selon les caractéristiques socioéconomiques et socio-sanitaires durant l'enfance, avec variation de l'effet des variables dans le temps et correction pour l'effet sélection dans l'échantillon.

Variables	Hazard Ratio	Robust Std, Err,	P> z	% Catégories N = 944	Sélection (% decés après 40 ans) N=1 797	Proportionnalité Prob>chi2
Ratio inverse de Mills	0.2606	0.1427	0.0140			0.4011
Sexe	0.9370	0.3949	0.8600		49.8%	0.1579
Référence: femme				53%	55.1%	
Année de naissance	0.9079	0.0404	0.0300			0.7141
Âge du chef de ménage, 1901	0.9977	0.0055	0.6740			0.5608
Lieu de naissance						
Rural	0.9769	0.0875	0.7940	20%	54.7%	0.1533
Inconnu	0.9317	0.1925	0.7320	1%	38.5%	0.2175
Référence: Urbain				79%	52.3%	
Type de famille						
Élargie (avec famille ou chambreur)	1.0398	0.0988	0.6810	19%	54.8%	0.4124
Élargie (avec employé)	0.8355	0.1213	0.2160	9%	64.6%	0.7597
Monoparentale	0.5473	0.1331	0.0130	2%	43.6%	0.8316
Référence: Nucléaire				71%	51.0%	
Alphabetisation du chef de ménage	1.2828	0.2218	0.1500		40.1%	0.9685
Référence: sait au moins lire ou écrire				93%	53.8%	
Emploi du chef de ménage						
Artisans indépendants	0.5682	0.3047	0.2920	14%	50.8%	0.6666
Artisans employés et ouvriers	0.8076	0.3586	0.6300	31%	50.0%	0.8910
Journaliers	0.0991	0.0629	0.0000	12%	42.9%	0.4600
Sans occupation	0.9389	0.6635	0.9290	4%	58.3%	0.4506
Référence: Entrepreneurs, cadres, gestionnaires et cols blancs				40%	58.8%	
Status socio-sanitaire lié au logement						
Bas	2.2406	1.2283	0.1410	13%	47.8%	0.0952
Élevé	0.1823	0.1617	0.0550	8%	52.7%	0.1683
Référence: Moyen				79%	53.4%	
Variables en intération avec le temps						
Sexe	0.9916	0.0051	0.0920			0.2098
Référence: femme						
Année de naissance	1.0011	0.0006	0.0650			0.7216
Emploi du chef de ménage						
Artisans indépendants	1.0094	0.0069	0.1750			0.6211
Artisans employés et ouvriers	1.0057	0.0063	0.3650			0.8209
Journaliers	1.0346	0.0088	0.0000			0.3713
Sans occupation	1.0031	0.0101	0.7550			0.5099
Référence: Entrepreneurs, cadres, gestionnaires et cols blancs						
Status socio-sanitaire lié au logement						
Bas	0.9924	0.0078	0.3320			0.0930
Élevé	1.0214	0.0117	0.0630			0.1444
Référence: Moyen						
Total			0.0000			0.9796

Erreurs standards ajustées selon le ménage d'appartenance (428 grappes)

Discussion

À la lumière de cet exercice, il est difficile de dire si les différents modèles qui ont été testés confirment de manière définitive un lien entre les conditions vie durant l'enfance et la longévité. Que les résultats des différents modèles soient significatifs ou non, l'analyse de ceux-ci doit se faire avec prudence et en connaissance des limites des modèles de correction, qu'il s'agisse de celui d'Heckman ou bien celui avec l'interaction dans le temps de certaines variables. Tout d'abord, il est fort à parier que le ratio inverse de Mills corrige seulement partiellement l'effet de sélection dans le modèle de Cox, et cela, principalement pour trois raisons. Premièrement, certaines catégories, comme les familles monoparentales, ne contiennent pas assez de cas pour que la correction de la sélection puisse opérer de façon optimale. De plus, les variables obtenues à partir du recensement de 1901 ne permettent pas de capter l'ensemble de la sélection, n'ayant pas la reconstitution complète des familles, il n'est pas possible de capter l'ensemble de la mortalité infantile et juvénile à l'intérieur des ménages. Troisièmement, le modèle de Heckman est un modèle de sélection généralement utilisé pour les modèles linéaires plutôt que pour les modèles de survie.

D'autre part, il se peut que la variation dans le temps de certaines variables soit le résultat de variation aléatoire car les tests de vérification de la proportionnalité étant très sensibles à de telles variations. D'ailleurs, l'analyse des quotients de mortalité, selon le sexe, la profession du chef de ménage ou le statut socio-sanitaire du ménage nous met sur la piste d'une probable variation aléatoire des quotients quinquennaux de 40 à 60 ans (annexe 1). C'est pourquoi nous avons tenté une l'analyse de survie à partir de l'âge de 60 ans (annexe 2). Selon ce modèle, le sexe ainsi que la profession de journalier n'auraient pas d'interaction dans le temps. Seule celle de l'année de naissance et du statut socio-sanitaire persiste.

Malgré tout, ces modèles donnent une bonne idée de la direction des effets des variables sur la longévité. Dans le cas échant, il est à supposer qu'il y a bel et bien un lien entre le statut socio-sanitaire et l'alphabétisation du chef de ménage avec la longévité. D'une part, un enfant évoluant dans un milieu socio-sanitaire plus défavorisé survivrait moins d'années passé 40 ans que ses homologues provenant de milieu plus avantage. D'autre part, un enfant provenant d'un foyer où le chef sait au moins lire ou écrire vivra plus longtemps que celui provenant d'un ménage ayant quelqu'un d'analphabète à sa tête.

Comme nous l'avons précédemment mentionné, il est difficile de déterminer à ce stade ci comment s'opère chacun des effets : accumulation des risques ou période critique? En ce qui concerne l'emploi du chef de ménage, il est fort probable que les résultats soient en partie biaisés, puisque que nous ne pouvons considérer l'effet de la mobilité sociale au cours de la vie adulte (Lynch et al. 1994). En ce basant sur la littérature concernant l'effet du statut socio-économique tout au long du cycle de vie sur la survie, il y a de forte chance que l'emploi du chef de ménage influence la longévité dans une perspective d'accumulation des risques. Pour les autres variables, l'interprétation est plus complexe et les deux modèles explicatifs peuvent intervenir. L'aspect socio-sanitaire laisse d'abord penser à une période critique : la densité de logement aurait constitué un terreau fertile pour la contagion et la maladie, avec des répercussions à long terme (voir Bengtsson et Lindstrom, 2003). Toutefois, cela peut-être remis en question lorsque l'on considère que cette variable est aussi liée au socio-économique de la famille (l'emploi du chef du chef de ménage en serait une mesure bien imparfaite). De plus, à cette époque, la densité du logement peut refléter une stratégie de survie économique famille.. Finalement, l'alphabétisation du chef de ménage et le type de cellule familiale auraient des effets

encore plus flou et plusieurs questions sur leur implication dans le cycle de vie d'un individu restent encore en suspend.

Même si les résultats de cette recherche sont quelque peu exploratoires, ils donnent de bonnes pistes de réflexion pour le travail qui devra être fait dans les prochains temps afin de vérifier l'effet réel des conditions de vie en milieu urbain sur la longévité. Les prochains efforts seront donc axés sur l'appariement de nouveaux actes de décès dans le but d'augmenter la taille de notre échantillon et surtout d'actes de mariages contenant la profession l'âge adulte pour préciser l'effet de la mobilité sociale . De plus, nous veillerons à l'ajout de variables pouvant mieux spécifier les conditions de vie des enfants en milieu urbain en 1901 et capturant plus efficacement la sélection dans l'échantillon.

Références bibliographiques

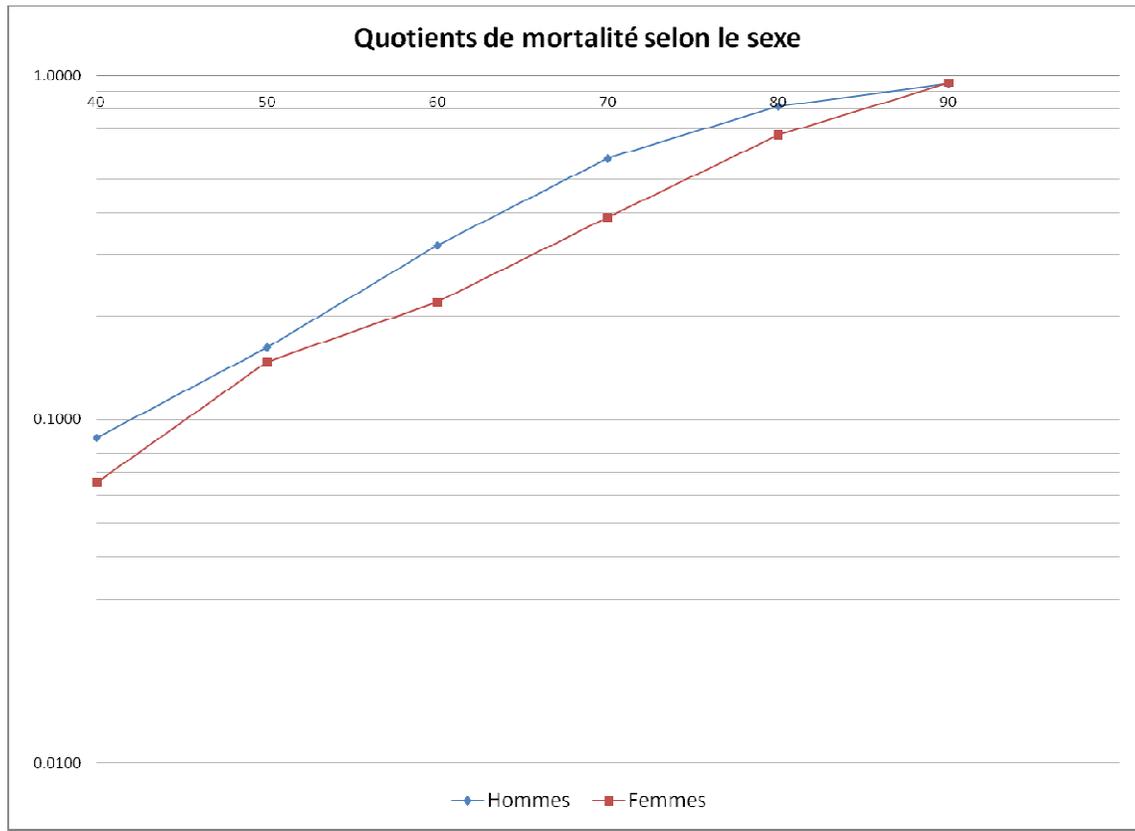
- BASKERVILLE, P. 2001 « Familiar strangers: Urban families with boarders, Canada, 1901 ». *Social Science History*, 25, 3: 321-346.
- BASKERVILLE, P. 2001 « Home ownership and spacious homes: Equity under stress in early-twentieth-century Canada ». *Journal of Family History*, 26, 2: 272-288.
- BASKERVILLE, P. et SAGER, E. 1998 *Unwilling idlers: The urban unemployed and their families in late victorian Canada*. University of Toronto press. 294 p.
- BENGTTSSON, T. et LINDSTROM, M. 2003. « Airborne infectious diseases during infancy and mortality in later life in southern Sweden, 1766-1894 ». *International Journal of Epidemiology*, 32: 286-294.
- BENGTTSSON, T. et LINDSTROM, M. 2000. « Childhood misery and disease in later life : The effects on mortality in old age of hazards experienced in early life, southern Sweden, 1760-1894 ». *Population Studies*, 54: 263-277.
- BLACKBURN, M-È. BOURBEAU, R. et DESJARDINS, B. 2004 « Hérité et longévité au Québec ancien », *Cahiers québécois de démographie*, 33, 1 : 9-28.
- CHARBONNEAU, H. 1973 *La population du Québec: études rétrospectives*. Éditions du boréal express : 110.
- DAGENAIS, M. et DURAND, C. 2006 « Cleansing, and Sanitizing the City : Conceptions and Uses of Water in the Montreal Region ». *The Canadian Historical Review*, 87, 3: 621-651.
- DARROCH, G. 2000 « Constructing census families and classifying households ». *Historical Methods*, 33, 4: 206-210.
- DEDMAN, D. GUNNELL, D. DAVEY SMITH, G. et FRANKEL, S. 2001 « Childhood housing conditions and later mortality in the Boyd Orr cohort ». *Journal Epidemiology Community Health*, 55 : 10-15.
- ELO, I. et S. PRESTON. 1992 « Effects of early-life conditions on adult mortality: A review ». *Population Index*, 58, 2: 186-212.
- FARLEY, M. KEEL, O. et LIMOGES, C. 1995 « Les commencements de l'administration montréalaise de la santé publique (1865-1885) » dans KEATING, P. et KEEL, O. 1995. *Santé et Société au Québec, XIXe et XXe siècle*. Boréal, Montréal : 85-114.
- FINCH, C. et CRIMMINS, E. 2004 « Inflammatory exposure and historical changes in human life-spans ». *Science*, 305 : 1736-1739.
- GALO BARDES, B. LYNCH, J. W. et G. DAVEY SMITH. 2004 « Childhood socioeconomic circumstances and cause-specific mortality in Adulthood: Systematic review and

interpretation ». *Epidemiologic Reviews*, 26: 7-21.

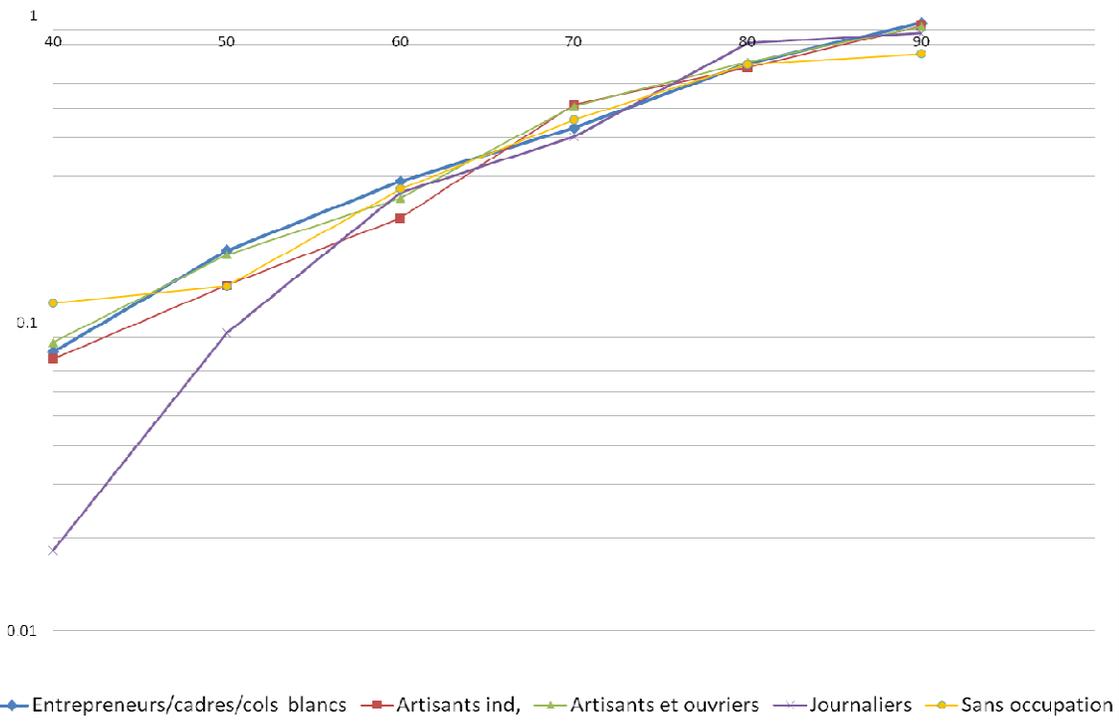
- GALO BARDES, B. DAVEY SMITH, G. JEFFREYS, M. et MCCARRON. P. 2006 «Childhood socioeconomic circumstances predict specific causes of death in adulthood : The Glasgow student cohort study». *Journal Epidemiology Community Health*, 60: 527-529.
- GAGNON, A. et MAZAN, R. 2009 «Does exposure to infectious diseases in infancy affect old age mortality? Evidence from a pre-industrial population», *Social Science & Medicine* 68: 1609–1616,.
- GAGNON, A. BEISE, J. et VAUPEL, J. (2005) «Genome-wide Identity-by-Descent sharing among CEPH siblings», *Genetic Epidemiology* 29: 215–224.
- GARIBOTTI, G. SMITH, KR. KERBER, RA. et BOUCHER, KM. 2006. «Longevity and correlated frailty in multigenerational families». *J Gerontol A Biol Sci Med Sci*, 61:1253–1261.
- GAVRILOV, L. et GAVRILOVA, N. 2001« Étude biodémographique des déterminants familiaux de la longévité humaine », *Population*, 56, 2 : 225-252.
- GUÉRARD, F. 1996 *Histoire de la santé au Québec*. Collection Boréal express, Montréal : 124 p.
- HECKMAN, J. J. 1979. « Sample selection bias as a specification error ». *Econometrica*, 47, 1: 153-161.
- KERMACK, W. G., MCKENDRICK. A.G. et MCKINLAY, P.L. 1934. « Death rates in Great Britain and Sweden: Some regularities and their Significance ». *The Lancet*, 31 mars 1934: 698-703.
- LASLETT, P. 1972. « Analytic introduction on the history of the family », dans LASLETT, P. *Household and family in past time*. Cambridge, University Press: 623.
- LINTEAU, P-A. 2000. *Histoire de Montréal depuis la Confédération 2^e ed.* Éditions du Boréal : 613 p.
- LYNCH, J. KAPLAN, G. COHEN, R. KAUKANEN, J. WILSON, T. SMITH, N. et SALONEN, J. 1994 « Childhood and adult socioeconomic status as predictors of mortality in Finland ». *The Lancet*, 343 : 524-527.
- MARCOUX, R. 2003 « Entre l'école et la fabrique: une analyse exploratoire de la fréquentation scolaire et du travail des enfants dans la ville de Québec en 1901», dans Cosio, M. Marcoux, R. Pilon, M. et Quesnel, A. *Éducatons, famille et dynamiques démographique*. Paris, CICRED : 125-151.
- MAZAN, R. et GAGNON, A. 2007 « Influence des facteurs familiaux et environnementaux sur la longévité au Québec ancien », *Population*, 62, 2 : 315-338.
- MCCANN, L. BUCK, I. et O. HEGGEN. 2007.« Family geographies: A national perspective», dans SAGER, E et P. BASKERVILLE. *Household counts: Canadian households and families in 1901*. University of Toronto Press: 110-127.

- O'RAND M. A. et HAMIL-LUKER. J. 2005 «Processes of cumulative adversity : Childhood disadvantage and increased risk of heart attack across the life course». *Journals of Gerontology*, 60b, 2: 117-124.
- OLSON, S. et J. GILLILAND. 1998. « Claims on housing space in nineteenth-century Montreal ». *Urban History Review*, 26, 2: 5.
- OYVIND. N. BJORGULF. C et DAVEY SMITH. G. 2007 «Housing conditions in childhood and cause-specific adult mortality: The effect of sanitary conditions and economic deprivation on 55 761 men in Olso». *Scandinavian Journal of Public Health*, 35: 570-576.
- PARIZEAU, G.1975. *La société canadienne-française au 19^e siècle : Essais sur le milieu*. Edition FIDES: p.550
- PELLETIER, F. et al. 1997 «Mortality in Quebec during the nineteenth century : from the state to the cities» *Population studies*
- PERLS. T. et al. 2002 «Life-long sustained mortality advantage of siblings of centenarians». *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 99, 12: 8442-8447.
- PIERRE-DESCHÊNES, C. 1995 «Santé publique et organisation de la profession médicale au Québec, 1870-1918» dans KEATING, P. et KEEL, O. *Santé et Société au Québec, XIXe et XXe siècle*. Boréal, Montréal, 1995, p.115-132.
- PRESTON, S. H. HILL, M. et G. E. DREVENSTEDT. 1998. «Childhood conditions that predict survival to advanced ages among African-Americans». *Soc. Sci. Med*, 47, 9: 1231-1246.
- TÉTREAUULT, M.1979. *L'état de santé des montréalais, de 1880 à 1914*. Mémoire faculté des arts et des sciences de l'Université de Montréal. Juillet 1979.
- VAN DEN BERG, G. LINDEBOOM, M. et PORTRAIT, F. 2006 «Economic conditions early in life and individual mortality». *The American Economic Review*, mars 2006: 290-302.

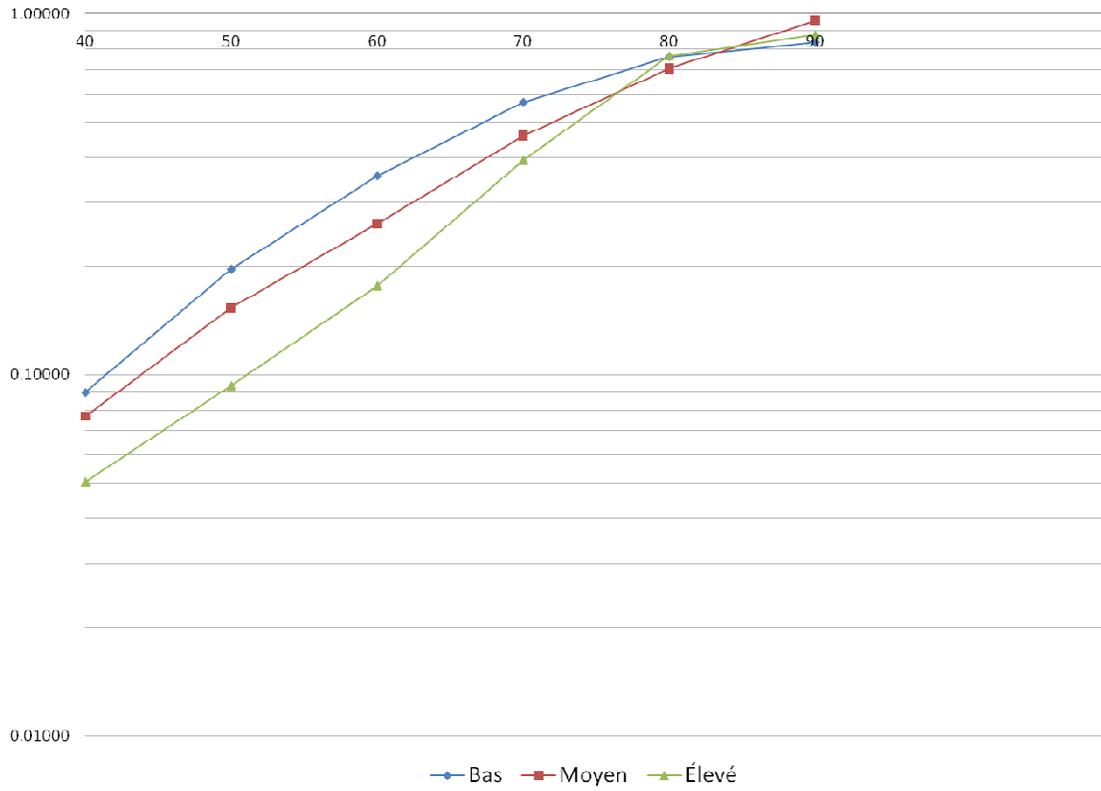
Annexe 1 : Représentation graphique des quotients de mortalité par âge



Quotients de mortalité selon l'occupation du chef



Quotients de mortalité selon le statut socio-sanitaire



Annexe 2 : Modèle de Cox pour la survie après 60 ans

Tableau 1. Modèle de Cox : Survie à plus de 60 ans selon les caractéristiques socioéconomiques et socio-sanitaires durant l'enfance.

Variables	Hazard Ratio	Robust Std, Err,	P> z	Sélection (% deces apres 60 ans) N=1 797	Proportionnalité Prob>chi2
Sexe	1.6832	0.0437	0.0000	38.0%	0.2347
Référence: femme				43.7%	
Année de naissance	0.9907	0.0121	0.4430		0.0301
Âge du chef de ménage, 1901	1.0001	0.0063	0.9890		0.1841
Lieu de naissance					
Rural	0.9379	0.0946	0.5250	40.2%	0.6747
Inconnu	1.0563	0.2288	0.8000	34.6%	0.2344
Référence: Urbain				41.2%	
Type de famille					
Élargie (avec famille ou chambreur)	1.0722	0.1071	0.4850	41.2%	0.7442
Élargie (avec employé)	0.9659	0.1313	0.7990	50.8%	0.4672
Monoparentale	0.4749	0.1041	0.0010	38.5%	0.4937
Référence: Nucléaire				39.9%	
Alphabetisation du chef de ménage	0.9558	0.1484	0.7710	30.3%	0.5622
Référence: sait au moins lire ou écrire				42.0%	
Emploi du chef de ménage					
Artisans indépendants	1.0148	0.1050	0.8870	40.6%	0.2398
Artisans employés et ouvriers	1.0585	0.1024	0.5570	38.0%	0.2824
Journaliers	1.0802	0.1475	0.5720	37.5%	0.0645
Sans occupation	1.2453	0.3109	0.3800	44.4%	0.4769
Référence: Entrepreneurs, cadres, gestionnaires et cols blancs				44.6%	
Status socio-sanitaire lié au logement					
Bas	1.2610	0.1774	0.0990	34.9%	0.0232
Élevé	0.8741	0.1107	0.2880	45.3%	0.1642
Référence: Moyen				41.5%	
Total			0.0000	40.9%	0.1550

Erreurs standards ajustées selon le ménage d'appartenance (384 grappes)