

La croissance naturelle des Montréalais au XIX^e siècle

NET REPRODUCTION IN THREE CULTURAL COMMUNITIES IN 19TH-CENTURY MONTREAL

Sherry Olson and Patricia Thornton

Volume 30, Number 2, Fall 2001

Transition démographique et urbanisation au Québec à la fin du XIX^e siècle et au début du XX^e siècle

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/010309ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/010309ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Olson, S. & Thornton, P. (2001). La croissance naturelle des Montréalais au XIX^e siècle. *Cahiers québécois de démographie*, 30(2), 191–230.
<https://doi.org/10.7202/010309ar>

Article abstract

To compare three cultural communities in the same city—French Canadian, Irish Catholic and Anglo-Protestant—we drew samples by surname for family reconstitution over the course of the 19th century. From that miniaturized running model of the urban population, we extracted two panels and constructed life tables, one for the 1860s, the other for the 1890s. The three groups display distinctive timetables for marriage, as well as sizeable differences in infant and child mortality. From one generation to the next, we observe an important reduction in marriage intensity in the three communities, with a strong impact on the relative rates of net reproduction. In our interpretation, the evolution of the marriage timetables suggests, in advance of any significant change in marital fertility, the onset of a “demographic transition”.

La croissance naturelle des Montréalais au XIX^e siècle

Sherry OLSON et Patricia THORNTON *

Un échantillon patronymique est stratifié pour faciliter la comparaison des comportements démographiques de trois communautés culturelles : canadienne-française, anglo-protestante et irlando-catholique. Malgré leur voisinage étroit à l'intérieur d'une même ville, les trois communautés n'avaient pas le même calendrier de mariage. Les tables de mortalité créées pour les années 1860 et 1890 révèlent une importante réduction de l'intensité du mariage et en montrent l'impact sur les taux nets de reproduction. Dans chaque communauté, l'évolution de la distribution des âges au mariage semble offrir un premier signe d'une « transition démographique ». English abstract, p. 230.

Mettant à profit les remarquables sources généalogiques de la région urbaine de Montréal, véritable laboratoire inter-culturel, nous nous attaquons à la question de la diversité culturelle des comportements démographiques. Pour atteindre cet objectif, nous utilisons un modèle miniaturisé, qui repose sur un échantillon de 0,5 pour cent de la population de la ville et de ses banlieues entre 1840 et 1920. Fondé sur le choix de douze patronymes, il est stratifié pour faciliter la comparaison entre les trois principales composantes culturelles : les com-

* Département de géographie, Université McGill, et Département de géographie, Université Concordia (respectivement). Outre le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada, qui a subventionné la création de la banque de données, et le Centre interuniversitaire d'études québécoises (CIEQ Laval-Trois-Rivières), nous tenons à remercier les Sœurs hospitalières de Saint-Joseph (Hôtel-Dieu de Montréal), le personnel des paroisses Notre-Dame et Saint Patrick's, celui des cimetières Notre-Dame-des-Neiges (catholique) et Mount Royal (protestant) et celui des Archives nationales du Québec à Montréal, ainsi que la Quebec Family History Society, nos assistants de recherche, en particulier Sandra Hewton, et finalement, pour leurs conseils judicieux, nos collègues Danielle Gauvreau de l'Université Concordia et Jean-Claude Robert de l'UQAM.

munautés canadienne-française, anglo-protestante et irlando-catholique. Cet instrument fournit un moyen d'analyser le comportement reproductif de chacune d'elles ¹.

Métropole du Canada, Montréal attire à cette époque des immigrants qui proviennent d'un large bassin rural, des îles britanniques et, progressivement, de l'Europe ². Sa population décuple, passant de 35 000 habitants en 1840 à 325 000 en 1900. La ville est alors un centre d'innovation et un relais pour la diffusion des modes, des nouveautés et de la notion même de modernité. Cependant, pour ce qui est des aspects identitaires et idéologiques de la démographie du Québec au XIX^e siècle, Montréal demeure une énigme, à cause du manque de données croisées dans les maigres tableaux publiés du recensement et de l'état civil. Il y a quinze ans, une étude sur la mortalité infantile a amené notre équipe de recherche à établir une triangulation de l'espace culturel de Montréal en termes de langues, de religions et de pays d'origine : nous essaierons ici de mieux préciser le fonctionnement de ce qui nous apparaît comme un faisceau de trois systèmes démographiques.

Après avoir présenté notre stratégie d'analyse, nous tenterons d'établir les taux de reproduction de ces trois populations montréalaises, pour la décennie 1861 à 1870, puis pour la décennie 1891 à 1900. Avec leurs trente ans de différence, ces deux *panels* correspondent à deux générations, et d'ailleurs un certain nombre de jeunes couples présents en 1861 sont toujours là en 1891, mais comme grands-parents. Malgré la petite taille des échantillons et le renouvellement rapide dû aux niveaux élevés de fécondité, de mortalité et de mobilité, la richesse de nos sources permet un degré de contrôle suffisant pour nous assurer que la population urbaine de Montréal se reproduisait, que la dynamique sous-jacente n'était pas la même dans les trois communautés, et qu'au bout de trente ans cette dynamique s'est mise à basculer, l'évolution de chaque communauté témoignant d'une logique propre.

¹ En 1861, le tiers des adultes protestants de Montréal déclaraient être nés en Irlande, et quelques catholiques anglophones en Angleterre ou en Écosse. Tout au long du siècle, les Irlandaises sont surreprésentées dans les mariages « de religion mixte » (2,5 pour cent des mariages célébrés dans la ville et ses faubourgs). Malgré cette complexité, nous parlerons désormais des « Irlandais » de Montréal pour désigner la population de foi catholique et de langue anglaise et, selon l'usage de l'époque, des « Canadiens » ou « Canadiens français » pour désigner la population de langue française et de religion catholique.

² Linteau, 1992; Lewis, 2000.

MÉTHODES

Notre analyse est fondée sur la reconstitution des familles à partir des données consignées dans les registres de baptêmes, de mariages et de sépultures, avec certains ajouts et précisions tirés des registres de cimetière, des listes nominatives de quatre recensements, des rôles d'évaluation et des annuaires de Lovell. La construction de la « miniature » a été conçue pour profiter des index généalogiques ³, et la récolte comprend, pour la période 1840 à 1900, 1300 couples et leurs enfants. Le tableau 1 donne le nombre de ménages énumérés dans les recensements décennaux et les rôles d'évaluation des années correspondantes. Afin de confirmer la représentativité de l'échantillon pour l'ensemble de la ville dans sa gamme socio-économique et son éventail de groupes ethniques, nous en avons comparé le profil professionnel et la distribution des loyers à l'ensemble des rôles d'évaluation (1848, 1861, 1881 et 1901) et à trois autres échantillons plus nombreux des pères de nouveau-nés de 1859, 1879 et 1899 ⁴.

De ce modèle longitudinal nous avons extrait deux tranches. La première comprend la population présente sur la ligne de départ au moment du recensement de janvier 1861, ou à la ligne d'arrivée, qui correspond au recensement du mois d'avril 1871. En les suivant sur dix ans, nous utilisons toutes nos

³ Les méthodes d'échantillonnage et de contrôle des données sont détaillées dans Olson et Thornton, 1992. Ayant choisi douze noms de famille qui commencent tous par la lettre B ou la lettre R, nous avons parcouru à 12 pour cent les index quasi alphabétiques des registres de 60 paroisses catholiques et d'une centaine d'églises protestantes. Les curés sulpiciens de la Paroisse de Montréal suivaient à la lettre le règlement du Concile de Trente, et après la Conquête britannique le gouvernement colonial étendit au clergé non catholique l'obligation de tenir des registres et d'en fournir copie à l'État. C'est ainsi que les registres d'état civil du Québec sont les mieux tenus, les mieux préservés et les plus accessibles d'Amérique du Nord. L'étude de la cohorte de naissances de 1859 a démontré la fiabilité de l'enregistrement des naissances à Montréal. Malgré l'important délai entre la naissance et le baptême chez les Protestants, le risque de ne pas tenir compte de quelques décès précoces peut être compensé par le recours au registre du cimetière protestant (Thornton, Olson et Thach, 1989). La lacune la plus grave concerne les naissances illégitimes, rapportées dans les registres catholiques comme enfants « de parents inconnus ». Nous avons inclus plusieurs enfants reconnus par leurs parents dans un acte de mariage subséquent.

⁴ Thornton et Olson, 1991, 1997 et 2001. Nos calculs ne tiennent pas compte des nouveaux courants d'immigration. En 1901, les populations juive, italienne, syrienne et autres représentent quatre pour cent de la population.

TABLEAU 1 — Taille des échantillons, Montréal, 1861-1901. Nombre de ménages des patronymes choisis, dans les deux sources principales

Année	Canadiens français		Irlandais catholiques		Anglo-protestants	
	Rôle d'évaluation	Recensement	Rôle d'évaluation	Recensement	Rôle d'évaluation	Recensement
1861	42	52	42	57	49	53
1871	57	97	45	56	49	57
1881	99	113	61	65	69	66
1891	127	142	73	81	67	75
1901	173	174	89	82	104	113

sources pour retrouver certains individus que le recenseur a pu négliger, garder chaque individu sous observation et saisir les changements d'état civil. Nous reprenons l'opération pour retracer les individus qui se pointent aux recensements d'avril 1891 et 1901 ou encore entre les deux. Louis Henry n'aurait retenu que les familles complètes, c'est-à-dire les couples qui, à la fin de la période de fécondité de l'épouse, étaient encore vivants, présents et unis (Henry et Blum, 1988). Ce n'est pas non plus la méthode de George Alter (1988), mais un compromis entre les deux pour mieux profiter des sources québécoises. En nous rapprochant de la méthode d'Alter, dite analyse du cours de la vie, nous retenons une plus grande proportion de la population, soit tous les individus pour lesquels nous avons pu établir un âge, une date d'ouverture du dossier (pour la plupart à la naissance ou à partir du premier recensement) et une date de fermeture (à l'occasion d'un décès, d'un départ, ou du recensement final) ⁵.

Le tableau 2 résume l'appréciation du degré de contrôle obtenu sur l'ensemble des deux panels. La proportion d'individus échappant à l'observation varie entre dix et vingt-deux pour cent d'un groupe. Dans les trois communautés, les sujets qui glissent à travers les mailles du filet sont les personnes isolées, tels la servante ou le pensionnaire célibataire, l'orphelin ou le

⁵ Henry et Blum, 1988. Nos dates de contrôle sont moins raffinées que celles d'Alter (1988), qui a trouvé dans les registres belges la date d'arrivée précise. À Montréal, lorsque l'entrée en observation (ou la sortie d'observation) repose sur l'apparition dans une série annuelle (répertoire Lovell ou rôle d'évaluation, mis à jour au mois de juin), nous avons fixé la date d'arrivée (ou de départ) à la mi-mai. La plupart des baux duraient un an, en date du premier mai. Nous présumons que les enfants de moins de 15 ans accompagnaient leurs parents.

TABLEAU 2— *Niveaux de contrôle et de stabilité*

<i>Caractéristiques de l'ensemble de l'échantillon</i>	
Nombre d'individus rencontrés dans les diverses sources	4864
Dans le recensement du début (%)	53,6
Dans le recensement final (%)	57,2
Dans aucun recensement (%)	15,1
Énumérés dans les deux recensements (%)	23,9
Pourcentage contrôlé	86,6
Nombre d'individus retenus pour observation	4213
<i>Caractéristiques de la population observée</i>	
Mode d'entrée en observation (%)	
Énumérés en 1861 ou en 1891	48,2
Nés au cours de la décennie	25,8
Épousées au cours de la décennie	5,4
Immigrés au cours de la décennie	12,7
Contrôlés à partir d'une autre source	7,6
Mode de sortie d'observation (%)	
Énumérés en 1871 ou en 1901	61,7
Décédés au cours de la décennie	16,9
Filles mariées au cours de la décennie	4,1
Émigrés ou disparus de l'observation	9,4
Contrôlés à partir d'une autre source	7,7

vieillard à la charge d'une communauté religieuse. Quarante pour cent des non-contrôlés font partie de ces catégories. Ces isolés constituent sept pour cent des Anglo-protestants et des Canadiens, mais vingt pour cent de la population irlandaise, ce qui pose des limites à l'interprétation de sa génération immigrante, car 45 pour cent des jeunes Irlandaises de 15 à 25 ans sont énumérées en 1861 comme domestiques ne vivant pas avec leur famille. Or, sans connaître les parents, nous ne pouvons pas toujours jumeler la jeune Mary ou Maggie à la mention de son baptême, mariage ou décès ⁶.

Le renouvellement est rapide : seulement la moitié des individus observés ont été énumérés dans un recensement (l'un ou l'autre), et on ne retrouve que le quart dans les deux recensements. Pour les trois communautés et les deux décennies, les taux du tableau 2 sont semblables, et nous pouvons faire la part des composantes de ce renouvellement. Le quart des

⁶ Le nombre de femmes arrivées dans l'échantillon par mariage en prenant le nom témoin de l'époux (six pour cent) est plus grand que le nombre de filles qui en sont sorties (quatre pour cent). Ce déséquilibre s'explique par les problèmes de contrôle d'identité des servantes.

membres de l'échantillon sont nés au cours de la décennie étudiée; pour 17 pour cent, la sépulture est enregistrée à Montréal, et huit pour cent sont apparus et se sont éteints dans l'intervalle sans être remarqués par un recenseur. Dans cette période d'urbanisation accélérée, la migration exerce une influence, mais elle pèse moins dans la balance que le nombre de naissances ou de décès. Malgré les variations entre les trois cultures⁷, le nombre de personnes qui viennent s'établir à Montréal ne dépasse jamais le quart du sous-échantillon, tandis que le nombre de départs au cours d'une décennie atteint dix pour cent. La persistance de neuf survivants sur dix témoigne d'une certaine continuité. Il nous importe davantage pour la présente étude d'avoir la certitude de pouvoir contrôler entre 80 et 90 pour cent des sujets pour au moins une partie de la décennie. Ce niveau de contrôle est essentiel à la qualité des résultats, en assurant que les taux rapportés ne soient pas gravement influencés en faveur d'une minorité stable et que les ensembles observés et retenus dans l'analyse à ce titre reflètent les échantillons tirés et, par conséquent, les trois communautés culturelles qu'ils sont censés représenter.

Il suffit de jeter un coup d'œil sur la taille des échantillons (tableau 1) pour mesurer l'écart entre les taux d'accroissement. En trente ans, le nombre de ménages triple chez les Canadiens français mais ne fait que doubler parmi les Anglo-protestants; dans le cas des Irlandais, il n'augmente que de 44 pour cent. Il est vrai que la croissance nette reflète une plus grande arrivée de Canadiens français et un plus grand nombre de départs d'anglophones, mais nous allons diriger notre attention vers les écarts de l'accroissement naturel.

Parmi les Canadiens français et les Irlandais, les naissances des années 1860 sont 1,5 fois plus nombreuses que les décès; le rapport diminue dans les années 1890 chez les Canadiens, mais atteint le double chez les Protestants⁸. L'analyse

⁷ Nous avons analysé les lieux de naissance des parents des cohortes de naissance de 1859 et 1899, et cartographié le bassin d'immigration en pointant les paroisses d'origine de l'ensemble des hommes et des femmes mariés en 1899 dans les paroisses catholiques de Montréal (Olson, 1997). Parmi les Protestants recensés en 1901 et identifiés comme père ou mère d'un nouveau-né de 1899, 50 pour cent se disaient nés en Grande-Bretagne, et 15 pour cent nés en Ontario ou à Terre-Neuve. Ces taux élevés laissent soupçonner que la fécondité des immigrants protestants dépassait celle de la population établie à Montréal depuis une génération.

⁸ L'exclusion des illégitimes engendre une sous-évaluation des naissances et des décès infantiles. D'après les registres des Sœurs Grises, qui recevaient

de trois cohortes de naissance nous avait amenées à faire l'hypothèse de régimes démographiques distincts : un régime de fortes pertes et de renouvellement rapide chez les Canadiens, par rapport à l'équilibre dynamique soupçonné chez les Anglo-protestants et les Irlandais. Mais l'observation à court terme ne permet pas de juger adéquatement du taux de reproduction d'une population. On ne peut projeter l'impact des comportements sur le taux net de reproduction qu'en reconstituant la suite des événements dans l'ensemble d'une population, ce qui constitue l'objectif de la construction de cette ville modèle miniaturisée.

Nous avons donc adopté une approche événementielle, pour reconstruire les attributs des échantillons : âge, sexe et état civil ⁹. Pour chaque membre d'un panel, la période d'observation entre les deux recensements est comptabilisée selon le nombre d'années vécues dans chaque groupe d'âge et chaque état (marié ou non). Ainsi, nous retenons dans l'échantillon l'individu qui n'apparaît que pendant un an ou deux, et l'épouse qui meurt avant la fin présumée de sa vie reproductive, mais leur présence est pondérée selon le nombre d'années vécues sous nos yeux. Pour la plupart des sujets, la présence est ancrée dans une énumération formelle, mais d'autres documents viennent confirmer un décès ou un départ; le registre de mariage nous donne la date où la mariée est entrée dans l'échantillon (en prenant le nom témoin) ou le moment où la fille a quitté le clan en prenant le nom de son mari. Le nombre d'années vécues dans chaque groupe d'âge et chaque état sert au calcul de la population à risque, dénominateur des mesures classiques de fécondité et de mortalité par groupe d'âge. Pour chaque ensemble, le numérateur est le nombre d'événements (naissances, décès ou mariages). À partir de ces taux, nous construisons les tables de mortalité et les taux de reproduction selon les méthodes habituelles ¹⁰.

les enfants trouvés, et du Lying-In Hospital (protestant), où accouchaient les filles-mères, le taux des naissances hors-mariage serait semblable dans les trois groupes. Dans l'ensemble, on compte une naissance illégitime pour onze naissances dans les années 1860; le taux croît jusqu'en 1878 (une sur huit), puis tombe à une sur trente dans les années 1890. Voir Thornton, Olson et Thach, 1989; Gossage, 1987; et, sur l'oppression des filles-mères au XX^e siècle, Lévesque, 1989. Nous en savons peu sur les pères, mais les abus à l'égard des servantes et la présence de la garnison britannique jusqu'en 1871 impliquent la communauté anglo-protestante.

⁹ Sur cette approche, voir Allison, 1984; Alter, 1999; Guttmann et Alter, 1993.

¹⁰ Newell, 1988.

Le recensement, en nous donnant un moyen de contrôle indépendant du registre de paroisse, permet de sélectionner une population sans introduire de biais dans l'âge au mariage ou au décès, et ainsi de réduire au minimum le risque d'un *censoring* qui saperait une analyse basée sur une reconstitution partielle. Nous pouvons ainsi exploiter mieux l'information fournie, et éviter le piège de baser l'interprétation sur un sous-ensemble de ménages plus stables, plus féconds ou plus vigoureux que la moyenne. Par ailleurs, le recensement apporte des précisions sur la structure du ménage et, pour les immigrés et les épouses qui entrent dans l'échantillon au moment de leur mariage, une indication sur l'année de naissance ¹¹. Une relocalisation peut être signalée par une rupture dans la série des annuaires de Lovell, une origine par la mention, sur le registre de mariage, du lieu de résidence ou de décès des parents du couple.

Les exigences de ces opérations de jumelage et de reconstitution restreignent le nombre d'individus et de couples qu'il est possible de retracer, et la taille de l'échantillon soulève par conséquent un défi à chaque étape de l'analyse. Le nombre d'années vécues dans la décennie atteint au minimum 2784 (pour les Protestants des années 1860, étant donné 69 décès et 129 naissances), au maximum 7699 (pour les Canadiens français des années 1890, étant donné 254 décès et 341 naissances). Pour valider ces échantillons, nous les comparons à des échantillons plus nombreux ¹². La taille réduite d'un sous-ensemble rend fragiles certains résultats fractionnés à la fois

¹¹ En avril 1901 le recenseur devait préciser la date de naissance; en janvier 1861 il devait inscrire l'âge au prochain anniversaire; en avril 1871 et 1891 il devait inscrire l'âge atteint. Dans le cas d'une épouse ou d'un immigrant, nous acceptons soit l'âge précisé sur le registre de décès, soit la date indiquée dans le recensement de 1901, ou encore nous faisons le calcul à partir d'un autre recensement (l'âge inscrit en 1861 moins six mois, ou, en 1871 ou en 1891, l'âge inscrit majoré de six mois). Nous avons souvent de l'information de plusieurs sources indépendantes. Pour évaluer l'erreur qui pourrait être introduite par la substitution, nous avons croisé, pour les individus nés à Montréal, la date du registre et la date estimée à partir d'un recensement. Plus grands pour 1871 et 1891, et croissants avec l'âge, les écarts demeurent néanmoins faibles et sans biais apparent. L'écart de la médiane d'un sous-échantillon ne dépasse jamais un mois.

¹² Les groupes de référence sont les trois cohortes de naissance (3500 enfants en 1859 [100 pour cent], 4000 ou 50 pour cent en 1879, 2400 ou 12 pour cent en 1899), et les familles reconstituées par Peter Gossage à partir de deux cohortes de mariage à Saint-Hyacinthe (Gossage, 1999; Gauvreau et Gossage, 2000).

selon le sexe, le groupe culturel et le groupe d'âge. Dans la construction d'une table de mortalité, par exemple, vu le petit nombre de décès d'adultes, nous avons décidé de réunir les deux sexes. Ce problème des petits nombres nous empêche également d'évaluer l'effet du statut socio-économique indépendamment du facteur culturel, car la miniature, comme la population représentée, contient peu de ménages canadiens-français à loyer élevé et peu de ménages protestants à loyer faible ¹³. Malgré l'intérêt d'un échantillon patronymique pour révéler l'étendue d'un réseau de parenté, il faut tenir compte du fait que dans un sous-échantillon d'une centaine de couples d'un même patronyme, tous ne sont pas indépendants dans leur héritage génétique, leur environnement ou leur mode de vie.

LES COMPOSANTES DU SYSTÈME DÉMOGRAPHIQUE

Pour saisir les interactions à l'intérieur d'un système démographique et nuancer le portrait d'une communauté culturelle, il faut traiter ensemble plusieurs aspects de son comportement. Nous examinerons donc la mortalité à plusieurs étapes de la vie et la fécondité en fonction de l'âge, pour arriver, dans la suite de l'article, à estimer pour chaque groupe un taux de reproduction nette, en tenant compte de la rétroaction de la mortalité sur la natalité. Nous examinerons les tendances, d'une génération à l'autre, du taux de nuptialité et de l'âge médian au premier mariage. Dans chaque groupe, nous allons mettre au jour une certaine logique interne; en outre, à l'instar de McQuillan (1999), nous attribuons à la nuptialité un rôle capital dans le réaligement du régime démographique.

La mortalité

Au cours de la décennie 1860, on observe des écarts importants dans la mortalité des trois communautés culturelles. Ces écarts se creusent durant les trente années qui suivent, exerçant, comme nous le verrons, un impact important sur les taux nets de reproduction. Dans l'ensemble, quatre pour cent des

¹³ Dans l'analyse des échantillons plus nombreux des trois cohortes de naissance, les écarts de classe sociale se sont révélés plus faibles que les écarts entre les communautés culturelles. Cela vaut pour la mortalité infantile, l'âge au mariage, et la distribution des intervalles intergénérisques, l'écart de classe sociale étant à peine décelable dès qu'on tient compte de l'appartenance culturelle.

nouveau-nés meurent le jour de leur naissance, et de ceux qui vivent plus d'une journée, de 12 à 25 pour cent meurent dans les douze mois (tableau 3) ¹⁴. Parmi les Canadiens français, la mortalité infantile reste, jusqu'à la fin du XIX^e siècle, à un niveau élevé : de 20 à 25 pour cent. Une surmortalité attribuable à la diarrhée de sevrage explique un taux estival plus élevé (deux fois supérieur à celui des autres saisons), surtout dans les rues à forte densité résidentielle. Parmi les échantillons protestants, la mortalité infantile est nettement plus faible et tend à diminuer dans des proportions de 20 à 15 pour cent. Chez les Irlandais catholiques, malgré la faiblesse des loyers et l'exiguïté des logements, semblables dans les années 1860 à ceux des familles canadiennes, le taux de survie se rapproche de celui des familles protestantes, qui, en moyenne, paient plus cher et occupent un espace plus vaste ¹⁵.

Les différences sont encore plus frappantes au chapitre de la mortalité juvénile. Durant la décennie 1860, parmi les petits Canadiens et les petits Irlandais qui ont survécu jusqu'à l'âge d'un an, un sur quatre meurt avant son cinquième anniversaire, comparativement à un sur huit des petits Protestants. À la seconde génération, on constate des progrès : la mortalité juvénile passe de 25 à neuf pour cent parmi les Irlandais et à quatre pour cent parmi les Protestants, mais il n'y a pour ainsi dire aucun changement parmi les Canadiens français, dont le taux reste à 25 pour cent. Comme indice de l'environnement sanitaire, ce taux juvénile (${}_4q_1$) est souvent préféré à la mortalité de la première année, fortement influencée par les traditions culturelles (l'alimentation du nourrisson par exemple) et les facteurs entourant la naissance. Ville industrielle en crois-

¹⁴ Nous rapportons deux taux de mortalité infantile, le premier calculé sur la base d'enfants survivant jusqu'au lendemain de la naissance, le second incluant les enfants ondoyés, mort-nés et non baptisés qu'on retrouve sur les registres de sépulture, y compris des enfants prématurés, non viables, ou traumatisés. Les problèmes bien connus posés par le traitement de ces données (voir Emery, 1993) ont une importance singulière dans une comparaison interculturelle, étant donné les diverses interprétations du sacrement de baptême. Notre solution a été d'exclure tous les cas où il y a décès le jour même de la naissance (Thornton et Olson, 1997). La naissance d'un ondoyé ou même d'un mort-né doit cependant être prise en compte dans l'appréciation de l'espacement des naissances, des risques de la maternité et des pertes ou coûts d'un régime démographique.

¹⁵ Dans ce paragraphe, nous avons utilisé les taux calculés pour les cohortes étudiées (Thornton et Olson, 2001), plus élevés pour les Irlandais et les Protestants que ceux des plus petits échantillons du tableau 4.

TABLEAU 3 — *Taux de mortalité infantile à chaque décennie*

		Canadiens français		Irlandais catholiques		Anglo- protestants	
		1860	1890	1860	1890	1860	1890
1 Décédés le 1er jour	n	3	19	7	3	4	5
	%	1,7	6,3	5,1	1,9	3,3	3,2
2 Survivants du 1er jour	n	175	283	129	151	117	137
3 Décédés (2 à 365 jours)	n	38	72	19	14	19	16
4 Taux de mortalité infantile (3)/(2)	%	21,7 (23,0)‡	25,4 (22,7)†	14,7	9,3 (15,4)†	16,2	11,7 (16,6)†
5 Taux de mortalité infan- tile (3) + (1)/(2) + (1)	%	* 24,7 (27,6)‡	28,2 (25,6)†	19,1	* 12,7 (18,9)†	19,0	14,8 (20,7)†
6 Décédés de 1-4 ans	n	36	51	28	13	12	5
7 Mortalité de 1-4 ans (6)/(2) - (3)	%	26,3	24,2	25,5	9,5	12,2	4,1
8 Mortalité totale (3) + (6)/(2)	%	42,3	43,5 (40,7)†	36,4	17,9 (24,0)†	26,4	15,3 (20,2)†

* Corrigé pour porter à 4 % les décès du premier jour.

† Corrigé selon le taux observé dans la cohorte de 1899.

‡ Corrigé selon le taux observé dans la cohorte de 1859.

sance rapide, Montréal est caractérisée pendant toute cette période par de faibles salaires, mais la densité résidentielle augmente de façon importante après 1860, allant jusqu'à tripler dans les quartiers populaires. Les nouveaux types d'habitations — duplex ou triplex où vit une famille à chaque étage — logent un plus grand nombre de familles à l'hectare, mais offrent en même temps, pour la moyenne des familles ouvrières, une surface de plancher par personne supérieure de moitié. Cette transformation de l'habitat aurait pu exercer des effets contraires, en réduisant les chances de survie des bébés tout en améliorant celles des enfants ¹⁶. C'est effectivement ce

¹⁶ Dans leur analyse de la mortalité juvénile (4q₁) dans les villes américaines de 1911, Preston et Haines (1991) rapportent un taux plus élevé dans les petits logements. Dans les maisons surpeuplées de Stockholm, une surmortalité de 25 pour cent est attribuée aux maladies contagieuses telles que la scarlatine, la diphtérie, la rougeole, la coqueluche et les maladies respiratoires (Bernhardt, 1995). Avant 12 mois, les décès attribués à la diarrhée ou au choléra infantile sont plus considérables dans les villes et les quartiers de forte densité, où l'alimentation est pauvre et l'infrastructure primitive. Sur la relation controversée entre l'habitat et la mortalité en bas âge, voir Mercer, 1990.

qui apparaît dans la communauté protestante, où la mortalité de la première année baisse de 28 pour cent, tandis que celle des enfants de 1 à 4 ans chute de façon impressionnante. Les ménages protestants de la décennie 1860 bénéficient pour la plupart d'un environnement favorable. Plus diversifiés dans la décennie 1890, ils s'échelonnent sur un vaste escalier topographique, les familles riches étant retirées dans des quartiers à elles; ainsi, malgré le progrès de la moyenne, on décèle chez les Protestants un écart de classe sociale.

Les effets combinés de ces deux taux de mortalité (q_0 et $4q_1$) produisent les écarts massifs des années 1890 : près de la moitié des enfants canadiens-français meurent avant l'âge de cinq ans (44 pour cent), comparativement à 18 pour cent des enfants irlandais et à 15 pour cent des enfants protestants ¹⁷. L'absence de changement dans le taux de survie des enfants canadiens-français nous amène à supposer que les avantages de l'agrandissement de l'espace familial étaient contrebalancés par une dégradation de l'environnement public. Nous avons décrit ailleurs (Thornton et Olson, 2001) un ensemble de facteurs politiques et sociaux susceptibles d'expliquer les plus grands risques auxquels étaient exposés les enfants canadiens-français, confinés dans des rues à densité forte et croissante.

Si nous comparons la mortalité infantile de ces petits échantillons patronymiques aux taux obtenus pour les cohortes de 1859 et 1899 (tableau 3), la concordance est encourageante, à quelques exceptions près : le petit nombre de décès du premier jour chez les Canadiens des années 1860 et les Irlandais des années 1890, et la faiblesse de la mortalité infantile (jours 2 à 364) dans les deux groupes anglophones de la décennie 1890. Ce n'est peut-être pas le simple effet du petit nombre; nous pensons plutôt à un effet de famille : soit la contagion à l'intérieur d'une parenté, soit une disposition de la mère à l'accouchement prématuré, ou encore la vulnérabilité d'une famille logée dans un coin particulièrement insalubre. Dans les années 1860 par exemple, treize de nos familles irlandaises ont perdu un enfant à cause de la contagion; toutes vivaient dans la même ruelle d'une saleté notoire, à l'arrière de la rue McCord. John et Margaret ont perdu quatre enfants, Tim et Anne cinq. Dans la décennie 1890, Clara (une Canadienne française) a donné le jour à huit bébés, dont quatre sont nés

¹⁷ L'emploi des taux observés dans la cohorte de naissance de 1899 donnerait, respectivement, 41, 24 et 20 pour cent.

prématurément, et dont aucun n'a survécu jusqu'au recensement. Alors que les cohortes de naissance contenaient des cas rigoureusement indépendants les uns des autres (à part quelques paires de jumeaux), ce n'est pas le cas des échantillons patronymiques, où les effets d'interaction, qu'on ne peut mesurer à cette échelle, risquent d'exagérer les écarts entre les deux groupes. Nous fournissons donc dans les tableaux 3 et 4 sur la mortalité des années 1890 deux estimations de la mortalité infantile : entre parenthèses apparaissent les valeurs qui nous semblent les plus fiables, celles de la cohorte de naissance de 1899 (Thornton et Olson, 2001).

Les petits échantillons ont néanmoins l'intérêt de révéler les épisodes qui ont ponctué l'expérience d'une communauté. La scarlatine qui sévissait en 1864 et en 1872 a fauché plusieurs petits Canadiens d'un même cousinage et deux enfants d'une même famille protestante très fortunée. En l'espace de seize mois, une famille canadienne a été emportée par la syphilis : le nouveau-né, sa mère et son père. Une autre famille, protestante, est disparue en l'espace de neuf mois : le père, la mère et quelques jours après, dans les fortes chaleurs de l'été, les jumeaux de trois semaines, morts de la diarrhée. En 1885, année d'une dernière épidémie de variole, treize enfants sont morts dans l'échantillon canadien, mais un seul dans l'échantillon protestant. Dans la communauté irlandaise, de tels cumuls de décès à l'intérieur d'une famille ne surviennent qu'à l'adolescence et sont toujours attribués à la tuberculose. Dans le quartier irlandais de Griffintown, on remarque le nombre de noyades d'enfants, la fréquence des accidents mortels (noyades et chutes) parmi leurs aînés débardeurs et le nombre d'adolescentes, souvent bonnes d'enfant, qui succombent aux maladies dites « de l'enfance »¹⁸. Parmi les sept enfants de Walter et Julia, tous nés dans les années 1850 et 1860, aucun n'est décédé tout petit, mais l'un est mort noyé à sept ans; deux ont été emportés par la tuberculose à 17 et 20 ans, et deux autres dans la trentaine.

Les taux de mortalité aux âges mûrs posent problème. Au Canada, les seules estimations pouvant servir à des comparaisons sont tirées de mesures indirectes, et la faiblesse du nombre de décès d'adultes dans nos échantillons, surtout pour les

¹⁸ Le nombre de servantes impossibles à identifier conduirait à une sous-estimation des décès d'Irlandaises célibataires dans les groupes d'âge de 15 à 29 ans; cette population, selon Lacelle (1980), fournissait une part importante de la clientèle de l'Hôtel-Dieu.

années 1860, combinée à celle des taux qui caractérisent ces groupes d'âge, nous laisse devant une marge d'erreur inquiétante et quelques valeurs peu crédibles (zéro, par exemple). Il convient donc d'utiliser les tables de mortalité avec une grande prudence; nous les présentons en annexe sous une forme brute afin que le chercheur puisse faire sa propre interprétation et appliquer sa propre méthode de correction ou de lissage. Sauf pour les années 1860, les nombres de décès de 15 à 60 ans sont lissés. Malgré ces difficultés, c'est à partir de la table de mortalité de chaque communauté que nous avons calculé les pourcentages de survivants à divers âges présentés au tableau 4.

D'après les données des années 1860, de tous les Montréalais qui auraient atteint l'âge de vingt ans (propice au mariage), le quart des Protestants et des Irlandais catholiques et une fraction un peu moindre de Canadiens français seraient morts avant l'âge de 40 ans. Durant la décennie 1890, le taux atteint le quart chez les Canadiens français (une légère augmentation) et les Irlandais, alors que le taux protestant est passé de 26 à 17 pour cent. Entre 40 et 65 ans, les Canadiens français semblent assez résistants : dans chaque génération, ceux qui avaient atteint l'âge de quarante ans pouvaient, ayant survécu à tant d'épreuves, espérer vivre encore 25 à 34 ans. Dans les groupes anglophones on observe un très faible écart entre les sexes, mais au cours de la période de fécondité (20-49 ans), un écart important apparaît dans les taux canadiens-français, et ce sont les femmes qui courent un risque deux fois plus élevé. Les cas de décès en couches sont rares (environ un pour cent des naissances), mais on doit noter un épuisement qui semble avoir prédisposé les femmes mariées à la tuberculose ¹⁹. Lorsque Delphine meurt de tuberculose à son dixième accouchement, juste avant le recensement de 1871, elle laisse une seule enfant vivante. C'est aussi le cas de Jane, épouse d'un charretier irlandais, morte à 38 ans de la tuberculose : sur ses huit enfants, sept l'ont précédée au tombeau, cinq très jeunes, deux pubères. L'écart entre les sexes démontre la gravité des

¹⁹ Dix ans plus tard, une commission d'enquête signalait un taux plus élevé de tuberculose parmi les Canadiennes françaises, en citant un médecin : « Un manque de précautions hygiéniques dans les jours qui suivent l'accouchement produit une baisse prononcée de la vitalité » (Lachapelle et al., 1909-1910). Si on inclut les décès survenus dans les trois mois suivant une naissance, le pourcentage de décès en couches varie entre 0,5 et 2,0 dans nos échantillons, et il est plus élevé dans la décennie 1860.

TABLEAU 4 — Taux de mortalité comparés (sexes réunis). Diverses populations, décennies 1860 et 1890

	Espérance de vie à la naissance	Probabilité de décès avant l'âge x		Pourcentage de survivants à l'âge x			
		q(1)	q(5)	10	20	40	65
• DÉCENNIE 1860							
a Le Canada, 1866	41,99	0,17097	0,27041	70,59	67,14	55,82	33,21
a Le Québec, 1866	41,85	0,17758	0,28038	69,76	58,96	55,72	33,59
b Montréal, Canad. français	30,81	0,20541	0,43972	50,97	44,95	37,84	30,68
b Montréal, Irl. catholiques	35,65	0,13971	0,33876	64,01	57,49	42,74	29,13
b Montréal, Protestants	38,81	0,16535	0,27479	71,60	66,49	48,40	28,62
b Montréal (3 gr. réunis) *	33,01	0,19463	0,39063	57,79	52,93	42,30	25,54
d Modèle US, 1865	42,92	0,19058	0,26133	71,83	68,64	56,78	34,20
d Philadelphie, 1865	36,75	0,19916	0,33043				
d Suffolk County (Boston), 1864-1866	33,95	0,19581	0,35516				
e V. de Québec, 1861-1871	35,15	0,21245	0,31713	65,79	61,60	48,18	23,59
• DÉCENNIE 1890							
a Le Canada, 1896	46,90	0,14402	0,2195	76,10	73,09	62,84	39,42
a Le Québec, 1896	45,24	0,14894	0,2311	74,77	71,50	60,43	36,85
b Montréal, Canad. français	33,46	0,21114	0,37465	60,90	55,05	42,03	25,33
b Montréal, Irl. catholiques	42,78	0,08442	0,18876	76,85	73,65	58,15	29,53
c	(39,85)	(0,14800)	(0,24510)				
b Montréal, Protestants	48,81	0,11034	0,15480	82,14	78,05	64,75	38,50
c	(45,78)	(0,16600)	(0,20770)				
b Montréal (3 gr. réunis) *	38,01	0,17688	0,33888	67,67	62,87	49,7	28,53
d Modèle US, 1895	46,50	0,14474	0,21784	77,23	74,18	62,23	37,37
d Philadelphie, 1895	41,93	0,16776	0,25671				
d Suffolk County (Boston), 1894-1896	37,90	0,16447	0,3151				

Sources : a : Bourbeau, Légaré et Emond, 1997 : 75-79 et 85-89; b : nos tables de mortalité, placées en annexe; c : Thornton et Olson, 2001; d : Haines, 1998 : 156-158 et 153; e : Lespérance, 1970, à partir du tableau B.10, 167.

Notes : Morts-nés exclus. * Les taux montréalais sont pondérés pour refléter la répartition ethnique de la population urbaine (voir la note 20). Les valeurs entre parenthèses reposent sur les taux de mortalité infantile plus fiables obtenus pour la cohorte de 1899.

risques auxquels les Canadiennes françaises étaient soumises par un travail domestique exténuant, alliant la vie reproductive et les soins aux enfants et aux malades.

Malgré la petite taille des échantillons, la comparaison avec d'autres groupes aux États-Unis et au Canada rend plausibles ces taux de mortalité ²⁰ (voir, de nouveau, le tableau 4). La

²⁰ Les trois échantillons de la décennie 1890 étant proportionnels à leurs populations respectives, il suffit de les additionner pour en tirer la table de

mortalité à Montréal évoque ce qui a été dit de Québec et de quelques villes de la côte est des États-Unis. Par rapport aux populations à large composante rurale (le Canada, le Québec ou l'ensemble des États-Unis), les Montréalais partaient handicapés et, quel que soit l'âge visé, un plus petit nombre achevait la course. Plusieurs études nord-américaines font état d'une amélioration comparable de l'espérance de vie à la naissance : environ 15 pour cent entre les années 1860 et 1890. L'important ici est l'écart observé entre les trois communautés, plus marqué dans la décennie 1890 que dans la décennie 1860, et creusé par la forte mortalité infanto-juvénile.

En l'absence de données sur le mouvement naturel de la population au XIX^e siècle dans la plupart des villes et des États, il est difficile de formuler correctement la relation entre les taux de mortalité adulte et infantile, et de choisir le type de table de mortalité qui permettra de compléter adéquatement des données peu sûres. Haines (1977; Preston et Haines 1991) aux États-Unis, Bourbeau et al. (1997) pour le Canada et L'espérance (1970) pour la ville de Québec ont tous opté pour un modèle de type ouest ou nord. Nos données sur Montréal nous inclinent à penser qu'un modèle de type sud convient mieux à la ville. Dans la table « sud » de Coale et Demeny (1983), par exemple, le taux de mortalité juvénile ($4q_1$) est égal au taux infantile q_0 . Le phénomène est connu dans les villes qui subissent un été long, chaud et sec, une contamination de l'eau et des aliments et une forte incidence des diarrhées de sevrage. Vallin (1991), faisant le tour de la question du rapport entre les risques de décès adulte ($30q_{25}$) et infanto-juvénile ($5q_0$), constate un rapport élevé (supérieur à 1,0) en Europe du nord et de l'ouest (exception faite de la France vers 1860) et un rapport faible (inférieur à 1,0) dans les pays méditerranéens et aux époques plus éloignées. Ce que nous découvrons à Montréal en 1860 correspond bien au modèle de type sud, porté à l'extrême dans la population canadienne-française, où les enfants étaient à la fois plus exposés aux infections intestinales et rendus plus vulnérables par un sevrage précoce ²¹.

mortalité pour l'ensemble de la population urbaine. Pour la décennie 1860, il faut pondérer l'ensemble en doublant le poids de l'échantillon canadien-français. Vu le petit nombre de décès d'adultes dans les années 1860, nous avons lissé les taux de mortalité par groupe d'âge de 15 à 60 ans, sans modifier le total des décès.

²¹ À partir des données montréalaises, le rapport $30q_{25}/5q_0$ est donc, pour la décennie 1860, de 0,53 pour les Canadiens français, de 0,94 pour les Ir-

Face aux données montréalaises, nous hésitons à parler d'une transition de la mortalité à l'échelle nationale ou même régionale. Plusieurs études récentes fondées sur des sources nouvelles ont révélé des écarts importants entre milieu urbain et milieu rural d'un même pays, entre villes grandes et petites, entre villages d'une même région ou, dans le cas qui nous intéresse, entre communautés culturelles d'une même ville ²². Les variations locales sont grandes, que ce soit sous l'angle du niveau de la mortalité, de l'époque où s'amorce un déclin, de la vitesse de ce déclin ou de la distribution des âges au décès. Si on tente de fonder un modèle de transition sur une moyenne nationale, on risque, en masquant les variations internes — régionales, climatiques, culturelles ou socio-économiques —, de jeter le voile sur les mécanismes qui sous-tendent le processus.

La fécondité maritale

Nos hypothèses initiales, fondées sur les études existantes ²³, comportaient pour la décennie 1860 une forte fécondité légi-

landais et de 1,75 pour les Protestants; et pour la décennie 1890, il est de 1,03, 1,85 et 1,38 respectivement.

²² Williams et Galley (1995), dans leur étude sur la mortalité dans les paroisses urbaines et rurales de l'Angleterre victorienne, et Sundin (1995), dans une étude sur la mortalité en Suède, ont réintroduit une appréciation de la variation locale, géographique et sociale; les études antérieures, basées sur des données agrégées (généralement des moyennes nationales), avaient laissé dans l'ombre ces aspects importants de cette transition de la mortalité. De même, McInnis (1997) a affirmé, pour le Canada, l'importance des facteurs sociaux et culturels. Gillis, Tilly et Levine (1992), en parlant d'une « révolution tranquille » de la fécondité en Europe, soutiennent un point de vue similaire, appuyé sur la diversité qu'on observe lors d'une étude au niveau des villages ou des ménages; ils font valoir le nombre de facteurs qui influencent le taux de fécondité, parlant même de « cultures de la contraception » qui varient selon la classe sociale, le sexe, et la communauté de religion ou d'origine.

²³ Ce que nous savons de la fécondité légitime au Canada avant le début de l'enregistrement national dans les années 1920 est fondé sur l'étude d'Henripin (1968), la première sur ce sujet, et sur deux ouvrages plus récents. McInnis (2000 : 394, 407, 410) emploie l'indice de Princeton (I_g), calculé à partir des recensements, pour montrer que les taux étaient élevés en Ontario (0,765) et au Québec (0,868) en 1861, et établir pour 1891 un déclin faible au Québec (7 pour cent) mais fort en Ontario (24 pour cent); dans cette dernière province, le taux descend en dessous de 0,6, niveau généralement accepté comme indicatif d'une limitation de la famille. Pour 1901, selon Gauvreau et Gossage (2001), le taux de fécondité est de 40 pour cent plus élevé au Québec qu'en Ontario; à l'intérieur du Québec, les taux sont plus élevés chez les catholiques que chez les protestants (de 53

time dans les trois groupes et un déclin dans les trois communautés, surtout dans le groupe protestant, allié, par sa religion et la prépondérance des mieux nantis en son sein, aux groupes qui, ailleurs en Amérique du Nord, semblent avoir été les premiers à adopter des pratiques de limitation des naissances. À l'encontre de ces hypothèses, nous avons constaté de très faibles écarts de fécondité légitime. Comme nous allons le voir, les importants écarts d'accroissement naturel doivent être expliqués par des facteurs autres qu'une fécondité légitime différentielle.

C'est dans l'évaluation de la fécondité que la méthode apporte du nouveau. Le tableau 5 résume, pour le groupe canadien-français de la décennie 1890, le mode de calcul des taux de fécondité du moment et des taux de reproduction. Dans chaque groupe d'âge, le dénominateur est le nombre d'années vécues au cours de la décennie par les femmes mariées. Le numérateur est la somme des naissances dues à ces couples pendant la décennie, attribuées selon l'âge de la mère au moment de la naissance. En additionnant les sommes par groupe d'âge, on obtient pour chaque communauté un indice synthétique de fécondité légitime ²⁴. Cette valeur peut être interprétée comme le nombre moyen d'enfants par couple si toutes les femmes se mariaient à 15 ans, si en plus elles vivaient, avec leur mari, jusqu'à 50 ans, et si chacune, au long de sa période de fécondité, se conformait à la moyenne de la décennie propre à sa cohorte et à sa communauté culturelle. Les couples canadiens-français, même dans les années 1890, auraient eu 10,3 enfants, nombre proche de celui du Québec rural au XVIII^e siècle ²⁵.

D'après la figure 1, les taux de fécondité par groupe d'âge sont semblables dans les trois ensembles culturels; ils diminuent avec l'âge et sont plus faibles à tout âge que le taux

pour cent), et chez les francophones que chez les anglophones (de 49 pour cent). À Saint-Hyacinthe (catholique et francophone), Gossage (1999) observe cependant une réduction de 20 pour cent dans sa deuxième cohorte, mariée tard dans la décennie 1880, par rapport aux mariages des années 1860.

²⁴ La valeur pour chaque groupe est multipliée par cinq, le nombre d'années que la mère a passées dans ce groupe d'âge.

²⁵ Henripin évalue à 12,18 la fécondité légitime au Canada entre 1700 et 1750 (1954 : 60); Gadoury fixe à 13,1 celle de la noblesse canadienne-française au XVIII^e siècle (1988, tableau 4.32); et Landry, en traitant le cas des Filles du Roi, examine en détail les problèmes de méthode (1992 : 192-196).

TABLEAU 5 — Taux de fécondité du moment. Canadiens français de Montréal dans la décennie 1890

Groupe d'âge (1)	Nombre de personnes-années vécues selon l'état civil				Nais- sances (6)	Fécondité légitime (6)/(2) (7)	Fécondité générale (6)/(5) (8)	Proportion de survivants à l'âge 5Lx/5l ₀ (9)		Fécondité ajustée (8)*/(9) (10)
	Mariée (2)	Veuve (3)	Célibataire (4)	Total (5)						
15-19	41,3	0	400,3	441,7	22	0,53217	0,04981	0,4988	0,02484	
20-24	166,6	0	218,1	384,7	76	0,45621	0,19756	0,4754	0,09393	
25-29	219,2	4,7	66,1	289,9	82	0,37417	0,28289	0,4557	0,12891	
30-34	207,4	5,7	35,5	248,6	65	0,31345	0,26143	0,4285	0,11202	
35-39	207,7	8,6	31,4	247,7	49	0,23591	0,19784	0,3906	0,07727	
40-44	190,0	9,8	19,3	219,1	27	0,14211	0,12321	0,3642	0,04487	
45-49	115,4	33,2	12,7	161,4	1	0,00866	0,00620	0,3434	0,00213	
Total	1147,6	62	783,4	1993,0	322	Σ 2,06268	1,11894		0,48397	
Taux de fécondité (15-49)					× 5	10,31	5,59[†]			2,42[†]
Taux de fécondité (20-49)						7,65				
Taux de reproduction*						Taux brut	2,73	Taux net		1,18

* En supposant un taux de masculinité de 105, pour obtenir les taux de reproduction, nous multiplions par 0,4878 le taux de fécondité générale † des deux sexes réunis.

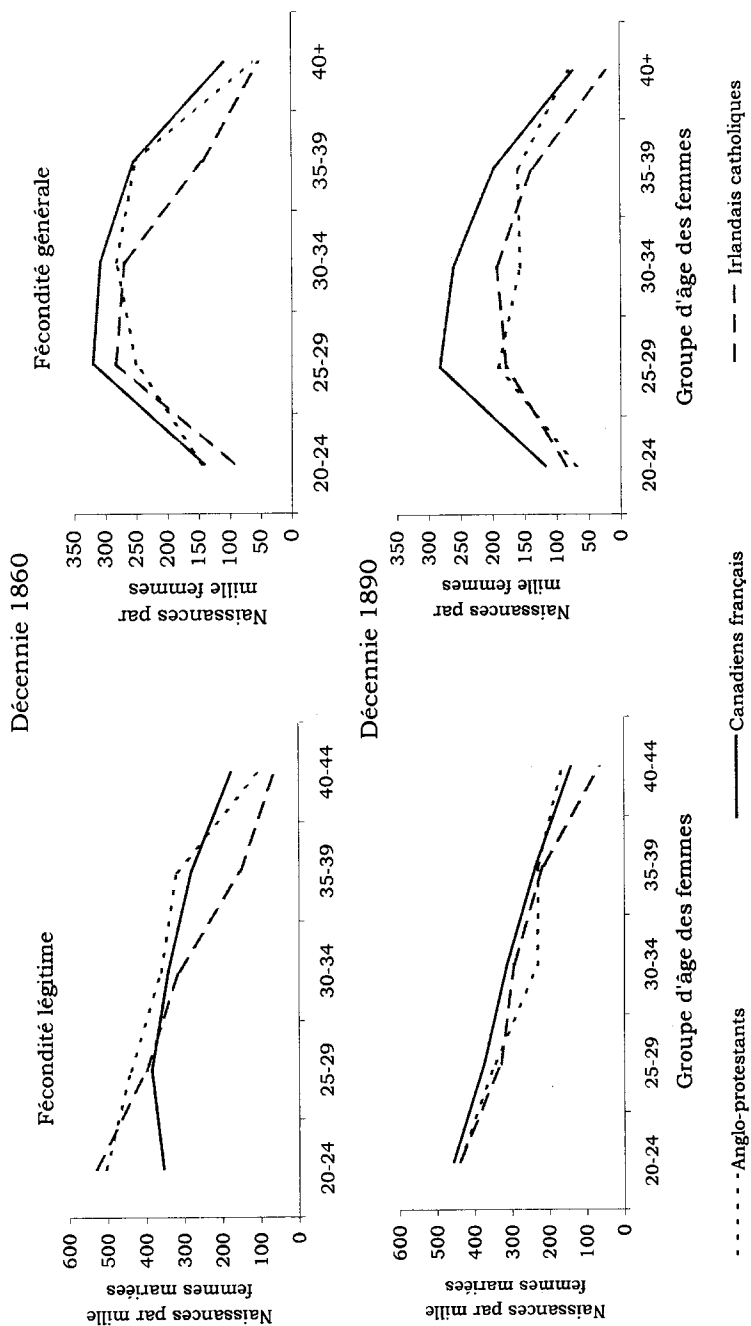


FIGURE 1 — Deux mesures de la fécondité dans les trois communautés montréalaises

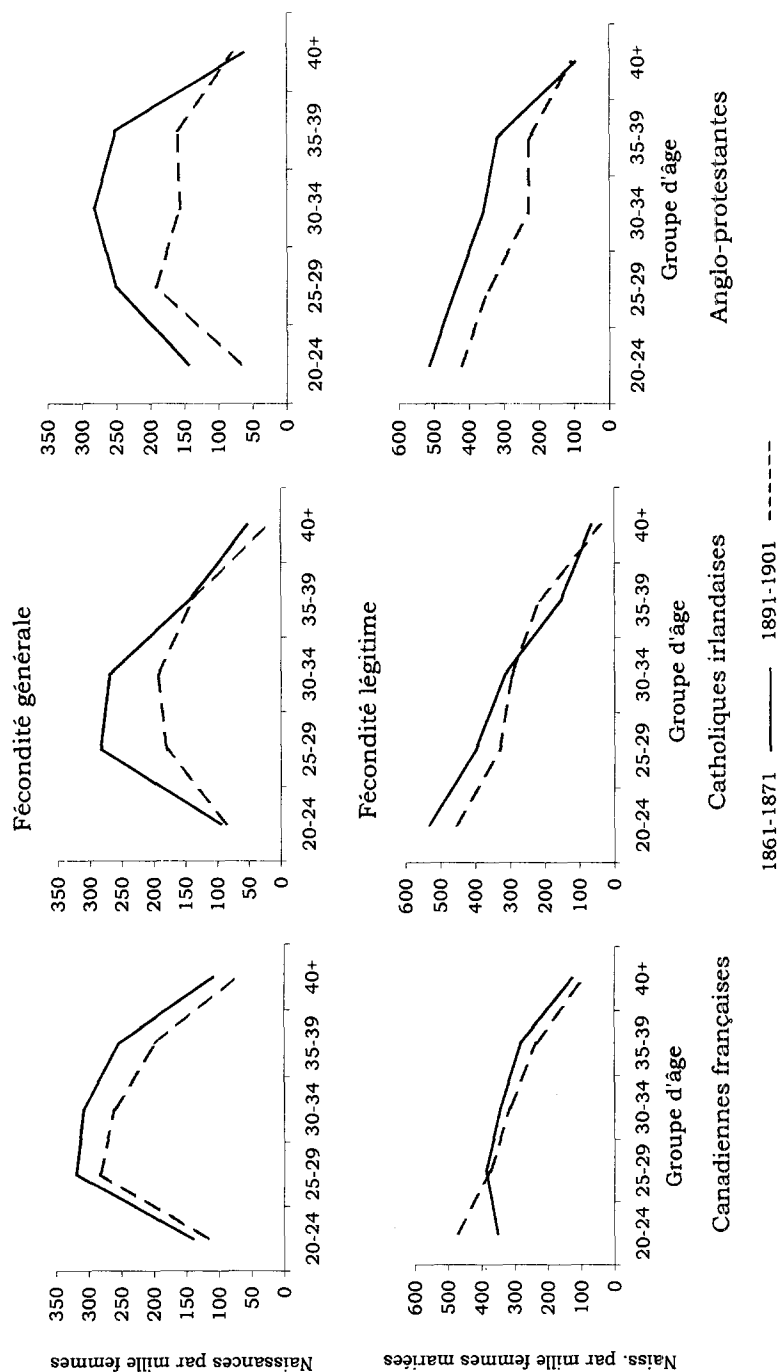


FIGURE 2 — Deux mesures de la fécondité, selon le groupe d'âge et la communauté culturelle, années 1860 et 1890

TABLEAU 6 — *Taux de fécondité et de reproduction dans les trois populations (%)*

	Décennie 1860			Décennie 1890		
	FR	IRL	PR	FR	IRL	PR
Fécondité légitime 15-49	9,8	10,2	13,0	10,3	9,4	8,7
Fécondité légitime 20-49	8,1	7,7	9,1	7,7	6,7	7,1
Fécondité générale	6,9	4,9	6,0	5,6	3,6	3,9
Taux brut de reproduction	3,4	2,4	2,9	2,7	1,8	1,9
Taux net de reproduction	1,23	1,11	1,68	1,18	1,13	1,25

huttérite dit « de fécondité naturelle » (voir le tableau 7). De même, les taux synthétiques présentent des écarts modestes. Vu le petit nombre de mères de moins de 20 ans et le faible nombre de naissances dues à des mères de plus de 45 ans, nous exprimons l'indice de fécondité légitime synthétique sous plusieurs formes; le tableau 6 donne les taux pour l'ensemble des épouses de 15 à 49 ans et de 20 à 49 ans, le tableau 7 les taux des femmes de 20 à 44 ans. Selon la première formule (15 à 49 ans), l'épouse protestante de l'échantillon de 1861 aurait eu une descendance finale de 13 enfants, proche de la moyenne huttérite et nettement supérieure à celle des femmes canadiennes-françaises ou irlandais-catholiques (dix). L'observation contredit l'image populaire de la fécondité québécoise²⁶ et les hypothèses classiques sur l'impact de l'appartenance religieuse sur la fécondité en Europe et en Amérique du Nord.

À trente ans d'intervalle, le taux baisse à peine parmi les Canadiennes; la baisse est très modeste parmi les Irlandaises mais atteint le tiers parmi les femmes protestantes (tableau 6). Vu la faiblesse des écarts et la petite taille des échantillons, toute interprétation en termes de théorie de la transition serait osée. Dans les groupes d'âge supérieurs à 30 ans, la baisse du nombre de naissances pourrait correspondre à un désir de limiter la taille de la famille à un certain nombre d'enfants (voir Alter, 1992; Reher, 1999), alors que chez les femmes plus

²⁶ À Montréal et à Québec, selon Gauvreau (dans ce numéro), la fécondité maritale des Protestantes est de 24 pour cent inférieure à celle des Canadiennes françaises. À partir du rapport du nombre d'enfants au nombre de mères énumérées en 1901, la fécondité légitime de l'échantillon canadien-français de Montréal serait proche de celle des couples canadiens-français mariés entre 1884 et 1891 à Saint-Hyacinthe (Gossage, 1999), mais nos taux pour les années 1860 devraient être majorés de 25 pour cent. Notre estimation pour les Canadiennes françaises des années 1860 nous semble suspecte à cause de l'impact de la faible fécondité du groupe de 20 à 24 ans, généralement le plus fécond.

TABLEAU 7 — Taux de fécondité légitime par groupe d'âge dans diverses populations

		Groupe d'âge						Indice synthétique 20-44 ans *	
		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44		
a	Les Hutterites, années 1920	NA	550	502	447	406	222	10,6	
b	Le Canada, 1700-1750	493	509	496	484	410	231	10,7	
c	Noblesse canadienne, mariages du XVIII ^e s.	447	534	507	424	351	172	9,9	
d	Filles du Roi, mariages du XVII ^e s. au Canada	345	467	452	417	356	217	9,5	
e	Le Saguenay (cohorte)	NA	467	441	411	366	228	9,7	
	Mariages 1840-1859	NA	505	466	431	356	193	9,8	
	Mariages 1885-1889								
f	Saint-Hyacinthe (cohorte)	429	524	478	433	396	174	10,0	
	Mariages 1854-1861	522	505	474	391	312	145	9,1	
	Mariages 1864-1871	512	488	417	300	220	103	7,6	
	Mariages 1884-1991								
g	Le Québec (période)	1871, estimé	510	508	500	460	305	160	9,7
	1891, estimé	510	508	466	372	247	129	8,6	
h	L'Ontario (période)	1871, estimé	510	510	500	465	344	128	9,7
	1891, estimé	510	490	383	273	182	72	7,0	
i	Montréal, décennie 1860	340	355	386	343	282	177	7,7	
	Canadiens français	503	531	399	315	154	62	7,3	
	Irlandais catholiques	NA	505	441	357	322	114	8,7	
	Protestants								
j	Montréal, décennie 1890	532	456	374	313	236	142	7,6	
	Canadiens français	535	441	330	295	216	64	6,7	
	Irlandais catholiques	317	440	345	231	230	164	7,1	
	Protestants								

Sources : a : Henripin et Lapierre-Adamczyk, 1983 : 205; b : Henripin, 1972 : 60; c : Gadoury, 1988, tableau 4, 32, cité par Gossage, 1999, tableau 5-2, 146; d : Landry, 1992, tableau 57, 192; e : Roy, cité par Gossage, 1999, tableau 5-2, 146; f : Gossage, 1999, tableau 5-1, 144; g, h : Henripin, 1968 : 378.
* Fécondité légitime par groupe d'âge, cumulée de 20 à 44 ans.

jeunes elle serait le signe d'une stratégie d'espacement. Dans l'échantillon protestant des années 1860, l'âge médian de la mère à la dernière naissance était de 39 ans, niveau proche des populations dites de fécondité naturelle, et on observe peu de variations (figure 3)²⁷. Dans les années 1890, la médiane est descendue à 36 ans; le mode se trouve aussi dans un groupe d'âge plus faible, ce qui porte à croire que quelques épouses au moins ont adopté l'idée d'une famille restreinte. Cette tendance ne se manifeste pas dans l'échantillon canadien, où l'âge médian a même augmenté. On note pourtant qu'un nombre surprenant d'épouses canadiennes-françaises dont la fécondité antérieure est connue n'ont aucune descendance dans la décennie, et dans de nombreux cas la dernière naissance survient avant le trentième anniversaire de la mère. Serait-ce la conséquence de la précocité et de l'intensité de leur vie reproductive, ou d'une stérilité due aux accidents gynécologiques ou à un épuisement ouvrant la voie à la maladie ? Parmi les Irlandaises des deux générations, l'activité reproductive semble s'arrêter plus tôt : l'âge médian à la dernière naissance est de 35 ans, et la distribution est plus étalée que dans les deux autres communautés.

Pour les années 1890, les observations s'accordent assez bien avec les données agrégées qu'on peut soumettre à une comparaison (voir le tableau 7 et la figure 4). La fécondité serait donc plus faible à Montréal que dans l'ensemble du Québec, et nettement plus faible qu'au Saguenay, région de peuplement récent. À partir du recensement de 1901, Gauvreau et Gossage (2000a) situent la fécondité des Canadiennes françaises 14 pour cent au-dessus de celle des Irlandaises catholiques, et 32 pour cent au-dessus de celle des Protestantes. Leurs calculs, fondés sur le nombre d'enfants par femme mariée, portent sur la deuxième moitié seulement de la décennie (enfants de moins de cinq ans). La baisse de la fécondité protestante se serait-elle accélérée vers la fin du siècle ? La taille de nos échantillons nous autorise à conclure à un déclin modeste mais mesurable de la fécondité dans les trois groupes, et plus accentué dans le groupe protestant. On ne peut aller plus loin sans s'aventurer dans une zone de spéculation. La fragilité des indices tirés des intervalles intergénéraliques laisse ouverte la question des valeurs nouvelles qui auraient incité à l'exercice

²⁷ Dans cette analyse, nous retenons les cas où les deux parents ont survécu durant sept ans après la dernière naissance connue, ou jusqu'au cinquantième anniversaire de la mère.

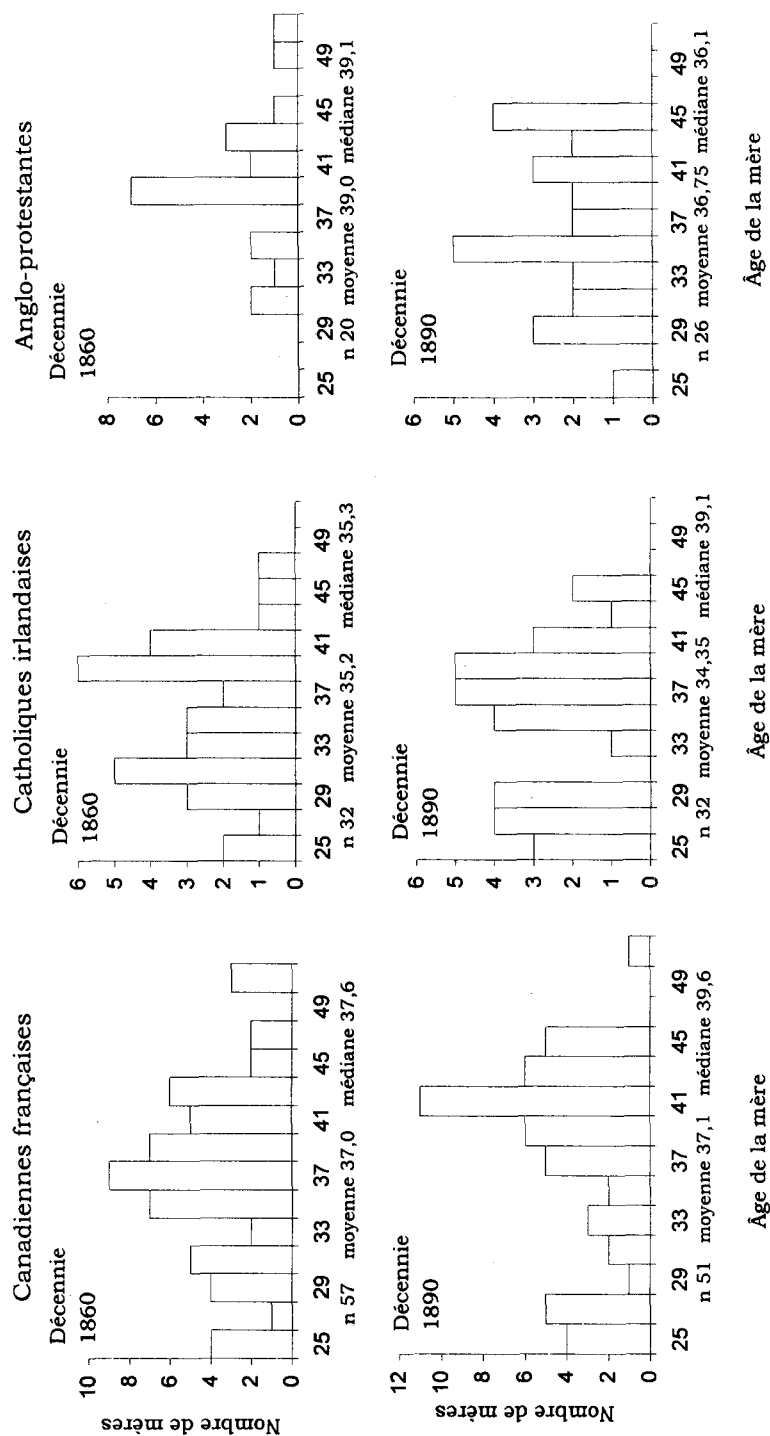
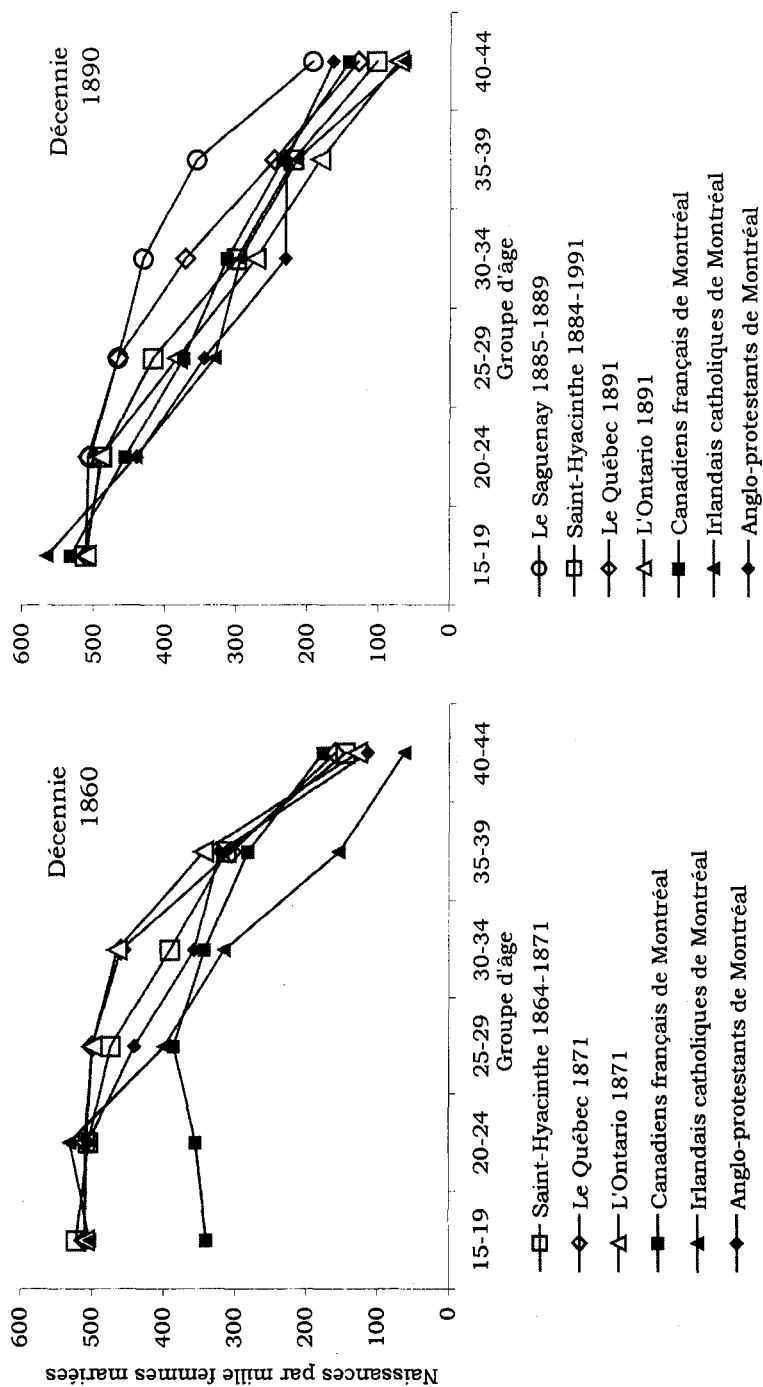


FIGURE 3 — Distribution de l'âge de la mère à la dernière naissance



Source : voir le tableau 7.

FIGURE 4 — Fécondité légitime selon le groupe d'âge dans diverses populations

d'un contrôle sur la fécondité. Compte tenu de la scolarisation et de l'acceptation de nouvelles pratiques par les Irlandais et les Anglo-protestants (la vaccination notamment), il est possible que ces couples aient eu recours à la fois à des stratégies d'espacement et à des stratégies d'arrêt.

La nuptialité

Puisque des écarts de fécondité légitime aussi modestes ne sauraient générer d'aussi grandes différences d'accroissement naturel, il nous faut chercher d'autres éléments d'explication. Le taux de fécondité d'une population est fortement influencé par l'intensité du mariage, c'est-à-dire la proportion de femmes mariées à chaque âge. Ce facteur, parmi d'autres, distingue le régime de fécondité dit européen du régime nord-américain, caractérisé par le mariage plus précoce et plus généralisé. Selon certains, durant la première phase de l'industrialisation (sur les deux continents), le potentiel accru d'indépendance économique aurait permis à une plus grande proportion de femmes de se marier, et de se marier plus jeunes. Cet effet aurait même pu hausser le taux de fécondité dans les villes industrielles²⁸. Pour savoir ce qui en est dans nos panels montréalais sur ce point, nous avons calculé un taux de fécondité générale, c'est-à-dire le nombre de naissances par rapport à la population féminine de 15 à 49 ans, en regroupant les femmes mariées et les femmes non mariées. Ce sont ces taux, par groupe d'âge, qui apparaissent sur les figures 1 (à droite) et 2. Selon le tableau 6, qui présente un indice synthétique cumulé à partir de cette courbe, la fécondité générale est toujours plus faible parmi les Irlandaises, modérée parmi les Protestantes et, dans les trois groupes, plus faible pour les années 1890 que pour les années 1860. La fécondité générale des Canadiennes françaises aurait diminué de 23 pour cent, celle des Irlandaises de 25 pour cent, et celle des Protestantes de 36 pour cent, si bien que pour les années 1890 les deux groupes anglophones présentent le même taux, inférieur d'un tiers à celui du groupe francophone.

²⁸ À propos de ce débat, voir Hajnal (1965), Levine (1977), Tilly et Scott (1978) et les travaux plus récents de Kertzer (1995) et de McQuillan (1999). Au Canada, Gossage (1999) a démontré cet effet pour Saint-Hyacinthe. Tous, malgré leurs différences d'interprétation, signalent l'importance des écarts de nuptialité selon la religion et le groupe culturel.

L'important écart de fécondité générale résulte de la différence dans les proportions de femmes mariées à chaque âge; ces écarts sont eux-mêmes influencés par plusieurs facteurs liés à la culture d'une communauté, notamment le calendrier des mariages, le taux de remariage des veuves et la proportion de femmes demeurées célibataires. C'est avant tout la jeunesse des Canadiennes françaises au moment du mariage qui enclenche la dynamique. Le tableau 8 présente la proportion de femmes et d'hommes en union dans chaque groupe d'âge : pour les années 1860, dans le groupe âgé de 15 à 19 ans, on trouve 20 pour cent des Canadiennes et seulement deux pour cent des Protestantes ou des Irlandaises. La différence de comportement est encore nette dans le groupe âgé de 20 à 24 ans, dont la fécondabilité est forte : 63 pour cent des Canadiennes vivent en couple, comparativement à 46 pour cent des Protestantes et à seulement 32 pour cent des Irlandaises. Dans la génération suivante, ces niveaux atteignent 43, 27 et 34 pour cent respectivement. Dans le groupe d'âge 40 à 44 ans, on trouve un indice du taux de célibat définitif. Ce phénomène, rare dans les années 1860 (où il touche une Protestante sur dix, mais aucune femme des autres communautés), progresse dans les années 1890 : alors, une femme sur dix ne se marie pas chez les Protestantes et les Canadiennes, et une sur trois chez les Irlandaises. À partir de 30 ans le taux de célibat reste à peu près constant, ce qui permet de situer entre 25 et 30 le pourcentage de femmes demeurant célibataires jusqu'à la fin de leur fécondité biologique. On observe la même tendance chez les hommes.

Le taux de rupture des couples a aussi un impact sur la fécondité générale. Les trois quarts des Protestantes des années 1860 se sont retrouvées veuves avant la fin de leur vie féconde, comparativement à moins de 20 pour cent de celles de la génération suivante. Dans la communauté canadienne-française, le haut niveau du taux de rupture a été en partie compensé par une plus grande probabilité de remariage, les hommes surtout n'attendant en moyenne que 24 mois avant de prendre une nouvelle épouse pour s'occuper de leurs enfants.

À partir des pourcentages de personnes mariées par sexe et par groupe d'âge entre 15 et 49 ans, nous avons compilé une mesure synthétique (dernière ligne du tableau 8) de cette « fenêtre » où la culture permettait l'expression de la fécondité. La communauté canadienne-française tenait la fenêtre grande ouverte : les deux tiers des femmes vivent en union durant la

TABLEAU 8 — *Aperçu de la fécondité légitime*

	Femmes						Hommes					
	1860			1890			1860			1890		
	FR	IRL	PR	FR	IRL	PR	FR	IRL	PR	FR	IRL	PR
<i>Pourcentage ayant contracté mariage</i>												
15-19	20	2	2	9	5	4	3	2	0	1	1	0
20-24	63	32	46	43	34	27	43	34	24	32	16	27
25-29	85	72	75	77	55	56	84	72	64	74	39	62
30-34	94	89	80	86	70	72	88	85	86	84	67	70
35-39	93	97	81	87	75	77	89	88	88	94	96	81
40-44	100	100	89	91	71	90	90	83	99	99	83	90
45-49	99	100	99	92	75	95	95	90	100	100	93	87
<i>Pourcentage d'années vécues en état de vie conjugale</i>												
15-49	66	59	58	58	45	48	61	59	60	60	46	53

décennie 1860, trois sur cinq durant la décennie 1890. Dans les deux communautés anglophones l'ouverture est moindre, de 7 et 8 points respectivement en 1861, de 10 et 13 points en 1891. Ce sont les mariages plus tardifs et une moindre intensité du mariage qui en ont réduit l'ouverture : il n'y a plus que la moitié des femmes anglophones qui vivent en couple (45 et 48 pour cent). Le tableau 9 précise l'évolution de l'âge médian au premier mariage. À chaque décennie les Canadiens-français, hommes et femmes, se marient deux ou trois ans plus jeunes que les Anglo-protestants ou les Irlando-catholiques, et cet écart culturel s'est élargi dans les années 1890.

Quelles étaient les conséquences de ces régimes de mariage distincts ? L'impact sur la fécondité est net. À chaque âge, surtout dans les groupes plus jeunes et plus féconds, les anglo-

TABLEAU 9 — *Âge médian au premier mariage*

Décennie du mariage	Protestants				Irlandais catholiques				Canadiens français			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	N	Médiane	N	Médiane	N	Médiane	N	Médiane	N	Médiane	N	Médiane
< 1860	41	26,4	32	23,6	31	25,0	76	22,0	46	25,5	63	23,1
1860-1879	39	24,2	64	23,4	45	24,0	87	22,0	91	22,3	132	20,6
1880-1889	25	26,1	47	23,5	26	25,7	64	23,9	52	23,8	86	21,1
1890-1899	30	25,6	62	24,6	33	28,2	70	24,7	35	22,2	70	20,6
1900-1919	47	26,4	110	25,0	45	25,9	92	25,0				

phones demeuraient célibataires dans une plus grande proportion; le couple protestant ou irlandais moyen engendrait donc un enfant de moins dans les années 1860, deux enfants de moins dans les années 1890. En dehors de cet aspect physiologique, il faut noter que les jeunes adultes anglophones des deux sexes et des deux communautés avaient ainsi plus de temps pour développer leurs ressources avant d'assumer la charge d'une famille. La moindre proportion de femmes mariées parmi les Irlandais semble correspondre aux comportements en Irlande, pays réputé pour le mariage tardif et la fréquence du célibat à vie. Mais les choix des Irlandais de Montréal seraient, selon nous, plus directement influencés par leur expérience de l'émigration, le panel des années 1860 étant encore dominé par les couples nés en Irlande. Le voyage entraînait souvent un report du premier mariage, parfois une rupture et une reprise tardive de la vie de couple. Un effet de sélection peut également s'être exercé, ces migrations étant motivées par des ambitions peu communes. Tous ces facteurs ont contribué à une nette amélioration du niveau de vie des Irlando-catholiques de Montréal entre les années 1860 et 1890, et à une ascension professionnelle mesurable d'une génération à l'autre.

LES TAUX DE REPRODUCTION

Tentons maintenant de déceler les interactions qui se jouent dans le système démographique que nous avons mis au jour. La mortalité, en particulier, exerçait un impact important sur la fécondité « effective ». À partir des taux de survie de la table de mortalité, nous en évaluons l'effet sur la capacité de chaque groupe de se reproduire. Le taux de reproduction veut mesurer le nombre de filles qui, à la génération suivante, vont remplacer leurs mères. Le taux brut cumule donc les naissances féminines à partir des taux de fécondité par groupe d'âge. (Au tableau 5, il suffit de multiplier le taux synthétique de fécondité générale par le taux de féminité à la naissance ²⁹.) D'après les

²⁹ Dans le calcul du taux de survie, vu les petits nombres, nous avons réuni les deux sexes, puis restandardisé le taux de fécondité pour mieux le comparer à la mesure habituelle du nombre de filles par rapport au nombre de leurs mères. Ainsi, dans chaque groupe d'âge le taux de fécondité est multiplié par cinq (la femme passant cinq ans dans le groupe), et le cumul de ces taux est multiplié par 0,4878, taux de féminité à la naissance (100/205), pour obtenir un taux brut de reproduction. Le même procédé est appliqué pour obtenir le taux net.

taux bruts du tableau 6, le mariage tardif, la veuvage et le célibat ont déjà réduit de moitié le niveau de fécondité légitime de la communauté protestante (de 53 pour cent dans la première génération, de 55 pour cent dans la deuxième), celui de la communauté canadienne-française de 29 pour cent dans les années 1860, de près de la moitié dans la décennie 1890 (45 pour cent). Vues sous cet angle, les Canadiennes des années 1860 auraient donné naissance à un nombre d'enfants suffisant pour faire tripler la population (le taux est de 3,4 dans cette génération; pour les femmes des années 1890, il est de 2,7). Les Protestantes des années 1860 se seraient également fait remplacer trois fois, celles des années 1890 deux fois. Les Irlandaises se reproduisaient plus lentement : leurs taux sont de 2,4 et de 1,8. On note en outre un écart important entre la fécondité générale et la fécondité maritale.

Le taux net de reproduction prend en compte l'impact de la mortalité : en appliquant le taux de fécondité approprié à la proportion qui survit jusqu'au point milieu de chaque groupe d'âge ³⁰, on obtient la descendance finale. Le tableau 6 permet de confronter les taux bruts et les taux nets. Les pertes, qu'on peut concevoir comme une « fécondité frustrée » ou un « gaspillage reproductif », ne sont pas du même ordre dans les trois communautés. Le taux net, qui tient compte de ces pertes, n'excède le niveau de remplacement que de 23 pour cent dans la communauté canadienne-française (de 18 pour cent dans les années 1890). Le remplacement est plus fragile encore dans la communauté irlandaise, alors que les Protestantes atteignent des taux plus élevés : 71 pour cent au-dessus du niveau de remplacement dans les années 1860, 25 pour cent dans les années 1890.

Malgré un fort gaspillage, on a affaire à trois régimes d'accroissement naturel substantiel. Les pertes étaient plus lourdes dans la communauté canadienne-française, mais son accroissement était quand même rapide, grâce aux renforts que représentait la jeunesse venue s'établir à Montréal au cours de la décennie précédente (celle de 1850 ou de 1880). Les vagues d'arrivées en provenance de la campagne environnante se sont succédé au rythme du cycle de la construction à Montréal, et chacune fut suivie d'une vague de naissances attribuable à ces

³⁰ D'après cette table de mortalité, l'enfant canadien de la décennie 1890 avait 0,4988 chance de vivre jusqu'à l'âge de 17,5 ans, point milieu du groupe d'âge 15 à 19 ans, et 0,4754 chance de vivre jusqu'à l'âge de 22,5 ans.

couples. (C'est une illustration du cycle de Kuznets, dont la période oscille autour de 20 ans et qui touche toutes les villes de l'Amérique du Nord). Le mariage précoce et son universalité, ainsi qu'une fécondité soutenue, se sont conjugués pour assurer la survie de la population canadienne-française en milieu urbain. Sans ces renforts venus des villages environnants et le rajeunissement qui leur est associé, la communauté n'aurait pu prendre la même expansion par rapport aux deux communautés anglophones. Le groupe protestant, malgré une plus faible intensité du mariage, était caractérisé par un accroissement naturel plus rapide, cet élan étant freiné par une émigration nette.

Au-delà des composantes biologiques, on pourrait invoquer un effet de rétroaction, cette perspective améliorée de survie intervenant dans la motivation psychologique et économique des couples. La survie mieux assurée des enfants semble avoir contribué à relever le niveau de vie des familles irlando-catholiques, dans la mesure où les jeunes versaient leurs modestes gages à leurs parents. Le mariage plus tardif aurait prolongé cette contribution au ménage parental; en même temps, le jeune homme ou la jeune femme, grâce à son épargne et à son instruction, se préparait un emploi plus sûr et pouvait prétendre à un logement situé dans un environnement plus favorable. L'allongement de l'intervalle intergénéral était favorable à la santé de la mère et de l'enfant suivant. Il est possible, d'ailleurs, que l'état de santé de la mère ait été un motif pour retarder la conception suivante. Tous ces facteurs, en concourant à réduire les pertes et à hausser le niveau de vie, peuvent être envisagés comme un système à rétroaction favorable. Inversement, le régime canadien-français, pour compenser les décès précoces, travaillait au « remplacement » rapide de ces pertes, en aggravant les risques de décès de la mère et de l'enfant, d'où une rétroaction coûteuse³¹. Une transformation se dessine dans les années 1890; elle apparaît dans le rétrécissement des effectifs mariés, la baisse de l'âge de la mère à la dernière naissance et une descendance réduite, mais cette évolution demeure limitée par la stagnation de la survie juvénile.

Les trois communautés semblent avoir apporté dans l'environnement urbain des valeurs qui fonctionnaient bien en milieu rural. Les traditions canadiennes du mariage précoce et

³¹ Ce mécanisme peut être comparé à la distinction que certains écologistes ont proposée, de types de sélection *r* et *K* (Pianka, 1978 : 122).

du sevrage rapide, qui ne comportaient pas les mêmes risques à la campagne, avaient des effets désastreux en ville. La communauté anglo-protestante, sous l'influence de sa propre tradition rurale, s'orientait vers des études plus poussées, un mariage plus tardif et une plus longue période d'allaitement. Sa situation avantageuse dans l'économie urbaine renforçait son conservatisme politique et ses conceptions individualistes, voire racistes, qui ne l'inclinaient guère à investir dans l'infrastructure sanitaire ou à partager les frais de l'éducation des « autres ». Le cas des Irlandais catholiques est intéressant au plus haut point, car dans les années 1860 ils partageaient le faible statut social des Canadiens français, mais ils semblent avoir conservé de la tradition rurale les pratiques du mariage tardif, de l'allaitement prolongé et d'une plus longue abstinence sexuelle post-partum ³². À Montréal, les couples d'origine irlandaise formaient des maisonnées plus grandes que la moyenne, s'adjoignant un frère ou une sœur, un oncle ou une tante célibataire. La présence d'un plus grand nombre de travailleurs au sein du ménage leur permettait de choisir un logement plus grand dans une rue plus large et mieux nettoyée. Les familles irlandaises semblent avoir saisi les occasions de faire instruire leurs enfants et, en les gardant plus longtemps à la maison, elles réalisaient un investissement à rendement différé. Tous ces facteurs lançaient et relançaient le mécanisme des rétroactions. Ainsi, il importe de voir le régime démographique propre à une communauté culturelle comme un engrenage dans l'ensemble plus grand d'une économie politique et interculturelle.

CONCLUSION

Les données rassemblées pour la ville de Montréal des décennies 1860 et 1890 à partir d'échantillons petits, bien contrôlés et tirés de sources d'une grande richesse font apparaître la spécificité de chacune des trois cultures en présence. Malgré la proximité résidentielle et les échanges quotidiens, chacune a

³² La grande vulnérabilité des nourrissons portait à remettre en question la qualité du lait maternel, à culpabiliser la mère, et à renforcer le tabou contre les rapports sexuels, qui risquaient de « faire tourner » le lait. Ce mélange de jugements, de superstitions et d'inquiétudes est bien décrit par Epstein (1981). Pour des fragments pertinents de l'ancienne culture celtique, voir notamment Fildes (1986). Dans d'autres cultures, ces croyances provoquaient un arrêt précoce de l'allaitement.

conservé son identité pendant un demi-siècle, jusqu'à la troisième génération. Cette différenciation a produit une dynamique démographique propre à chacune. Les membres de l'échantillon anglo-protestant de la génération 1890 enregistrent, par rapport à leurs parents immigrés, un progrès dans le taux de survie infantile. Leur meilleure santé se répercute dans le nombre de survivants à des âges plus avancés et dans la durée moyenne des mariages. Leur fécondité maritale du moment a diminué du tiers, et on décèle chez eux quelques indices d'une tentative pour limiter la taille des familles. Cette attitude nouvelle était sans doute favorisée par une meilleure survie et une forte scolarisation, par un profil professionnel avantageux et un niveau de vie privilégié. La croissance du nombre de célibataires reflète cependant l'apparition de rôles et de destins autres que le mariage. Dans la communauté des catholiques anglophones, les fils nés au Canada ont échappé au statut de journalier où étaient enfermés jusqu'à 40 pour cent de leurs pères, et les jeunes filles au rôle de servante subi par leurs mères et leurs tantes. Les jeunes d'origine irlandaise semblent, malgré cette modernisation, avoir conservé les pratiques traditionnelles du sevrage tardif, du mariage après la majorité et, une fois mariés, de la forte fécondité. Parmi les Canadiens français, la mortalité infantile est restée élevée, stimulant la fécondité, même si, dans les années 1890, un nombre croissant de femmes se mariaient tard ou ne se mariaient pas du tout. Par conséquent, malgré le niveau élevé du taux brut de reproduction des Canadiens français, c'est à la communauté protestante que revenait le plus haut taux net de fécondité.

Notre objectif était de démêler un écheveau culturel tressé dans une économie en voie d'industrialisation. Les trois tables de mortalité créées pour les années 1860 sont le reflet de trois cultures, c'est-à-dire de trois ensembles de valeurs, de comportements et d'attentes face à l'avenir. Les différences subsistent dans les années 1890, où chaque communauté a sa dynamique propre. À la seconde génération, la vie a changé, surtout pour les femmes. Chaque cohorte se trouve précipitée dans un monde nouveau, mais celui-ci n'est pas le même pour les femmes des trois communautés culturelles, qui ne jettent pas sur lui le même regard. Cette persévérance dans une voie et ce jeu de rétroactions nous amènent à nous interroger sur la conservation des valeurs d'une génération à l'autre.

Une variable différencie clairement les trois cultures présentes à Montréal au XIX^e siècle : le calendrier des mariages. Nos tables de mortalité, malgré leur fragilité, démontrent les fortes répercussions de cette variable sur les taux de reproduction. Le modèle dit « des transitions démographiques » est fondé sur l'évolution de la mortalité et de la fécondité, et débattu en termes de relations entre ces deux variables³³. La complexité de ces relations (souvent réciproques) aurait-elle détourné l'attention de la nuptialité au point de faire sous-estimer son importance dans le rajustement du régime ? Pour ce qui est de la décennie 1890, les indices d'une limitation de la famille demeurant très incertains, la distribution des âges au mariage nous semble un indice plus sûr des changements en cours. L'importante réduction de l'intensité du mariage a eu un impact décisif sur le régime de reproduction. Il nous faut donc, dans l'interprétation d'une dynamique locale, nous poser les questions que les jeunes d'un siècle révolu débattaient avec leurs parents : quel est l'âge raisonnable pour se marier ? Quelles sont les considérations qui devraient précipiter ou retarder un mariage ?

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALLISON, Paul D. 1984. *Event History Analysis*. Beverly Hills, California, Sage, 87 p.
- ALTER, George. 1988. *Family and the Female Life Course. The Women of Verviers, Belgium, 1849-1880*. London, University of Wisconsin Press, 226 p.
- ALTER, George. 1992. « Theories of fertility decline: A non specialist's guide to the current debate », dans J. R. GILLIS, L. A. TILLY et D. LEVINE, éd. *The European Experience of Declining Fertility: A Quiet Revolution*. Cambridge, MA, Blackwell : 13-30.
- ALTER, George. 1999. « Casting spells, database concepts for event history analysis », *Historical Methods*, 32, 4 : 165-176.
- BERNHARDT, Eva M. 1995. « Crowding and survival in Stockholm 1895-1920 », dans Christer LUNDH, ed. *Demography, Economy and Welfare*. Lund, Lund University Press : 279-291.
- BOURBEAU, Robert, Jacques LÉGARÉ, et Valérie ÉMOND. 1997. *New Birth Cohort Life Tables for Canada and Quebec, 1801-1991*. Ottawa, Statistics Canada, Demographic Document no. 3, 94 p.
- COALE, A., et P. DEMENY. 1983. *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. New York, Academic Press.

³³ Rollet, 1995 : 30-37, 105-109; Reher, 1999; Kertzer, 1995.

- EMERY, George. 1993. *Facts of Life: The Social Construction of Vital Statistics, Ontario 1869-1952*. Montréal, McGill-Queen's University Press, 243 p.
- EPSTEIN, A. L. 1981. *Urbanization and Kinship. The Domestic Domain on the Copperbelt of Zambia 1950-1956*. Londres, Academic Press, 359 p.
- FILDES, Valerie. 1986. *Breasts, Bottles and Babies: A History of Infant Feeding*. Edinburgh, Edinburgh University Press.
- GADOURY, Lorraine. 1992. *La Noblesse de Nouvelle-France. Familles et alliances*. LaSalle, Québec : Hurtubise HMH, 208 p.
- GAUVREAU, Danielle, et Peter GOSSAGE. 2000. « Avoir moins d'enfants au tournant du XX^e siècle : une réalité même au Québec », *Revue d'histoire de l'Amérique française*, 54, 1 : 39-65.
- GAUVREAU, Danielle, et Peter GOSSAGE. 2001. « Canadian fertility transitions: Quebec and Ontario at the turn of the twentieth century », *Journal of Family History*, 26, 2 : 162-188.
- GILLIS, John R., Louise A. TILLY et David LEVINE. 1992. « Introduction: The quiet revolution », dans *Id.*, éd. *The European Experience of Declining Fertility*, Cambridge, MA, Blackwell : 1-9.
- GOSSAGE, Peter. 1987. « Les enfants abandonnés à Montréal au 19^e siècle : la Crèche d'Youville des Sœurs grises, 1820-1871 », *Revue d'histoire de l'Amérique française*, 40, 4 : 537-559.
- GOSSAGE, Peter. 1999. *Families in Transition: Industry and Population in Nineteenth-century Saint-Hyacinthe*. Montréal, McGill-Queen's University Press, 299 p.
- GUTTMAN, M. P., et George ALTER. 1993. « Family history as event history analysis », dans David REHER et R. SCHOFIELD, éd. *Old and New Methods in Historical Demography*. Oxford, Clarendon Press : 159-180.
- HAINES, Michael. 1977. « Mortality in nineteenth century America: Estimates from New York and Pennsylvania census data, 1865 and 1900 », *Demography*, 14, 3:311-331.
- HAINES, Michael. 1998. « Estimated life tables for the United States, 1850-1910 », *Historical Methods*, 31, 4 : 149-169.
- HAJNAL, John. 1965. « European Marriage Patterns in Perspective », dans D. V. GLASS et D. E. C. EVERSLEY, éd. *Population in History*. Londres, Arnold.
- HENRIPIN, Jacques. 1954. *La Population canadienne au début du XVIII^e siècle : nuptialité, fécondité, mortalité*. Paris, INED, 1954.
- HENRIPIN, Jacques. 1968. *Tendances et facteurs de la fécondité au Canada*. Monographie sur le recensement, 1961. Ottawa, Bureau fédéral de la statistique, 425 p.
- HENRIPIN, Jacques, et Évelyne LAPIERRE-ADAMCYK. 1983. *Éléments de démographie*. Montréal, Librairie de l'Université de Montréal.

- HENRY, Louis, et Alain BLUM. 1988. *Techniques d'analyse en démographie historique*. Paris, INED, 2^e éd., 177 p.
- KERTZER, David. 1995. « Political-economic and cultural explanations of demographic behavior », dans Susan GREENHALGH, éd. *Situating Fertility: Anthropology and Demographic Enquiry*. New York, Cambridge University Press : 29-52.
- LACELLE, Claudette. 1980. *Les Domestiques en milieu urbain au début du XIX^e siècle*. Ottawa, Parcs Canada, 205 p.
- LACHAPELLE, E. P., et al. 1909-1910. *Report of the Royal Commission on Tuberculosis*. Province de Québec.
- LANDRY, Yves. 1992. *Orphelines en France, pionnières au Canada. Les Filles du Roi au XVII^e siècle*. Montréal, Leméac, 434 p.
- LESPÉRANCE, André. 1970. *La Mortalité à Québec de 1771 à 1870*. Montréal, Université de Montréal, mémoire de maîtrise (démographie).
- LÉVESQUE, Andrée. 1989. *La Norme et les déviantes. Des femmes au Québec pendant l'entre-deux guerres*. Montréal, Remue-Ménage, 232 p.
- LEVINE, David. 1977. *Family Formation in the Age of Nascent Capitalism*. New York, Academic Press.
- LEWIS, Robert. 2000. *Manufacturing Montreal. The Making of an Industrial Landscape, 1850 to 1930*. Baltimore, Johns Hopkins University Press, 336 p.
- LINTEAU, Paul-André. 1992. *Histoire de Montréal depuis la Confédération*. Montréal, Boréal, 613 p.
- MCINNIS, Marvin. 1997. « Infant mortality in late nineteenth-century Canada », dans Alain BIDEAU, Bertrand DESJARDINS et Hector PÉREZ BRIGNOLI, éd. *Infant and Child Mortality in the Past*. Oxford, Clarendon Press : 262-275.
- MCINNIS, Marvin. 2000. « The population of Canada in the nineteenth century », dans Michael R. HAINES et Richard H. STECKEL, éd. *A Population History of North America*. Cambridge University Press, chap. 12, p. 371-432.
- MCQUILLAN, Kevin. 1999. *Culture, Religion and Demographic Behaviour. Catholics and Lutherans in Alsace, 1750-1870*. Montréal, McGill-Queen's University Press, 227 p.
- MERCER, Alex. 1990. *Disease, Mortality and Population in Transition: Epidemiological-demographic Change in England since the Eighteenth Century as Part of a Global Phenomenon*. Leicester, Leicester University Press, 262 p.
- NEWELL, Colin. 1988. *Methods and Models in Demography*. New York, Guilford Press, 217 p.
- OLSON, Sherry. 1997. « Le peuplement de Montréal », dans Serge Courville, éd. *Population et territoire*. Sainte-Foy, Presses de l'Université Laval : 81-94 et 104-107.

- OLSON, Sherry, et Patricia THORNTON. 1992. « Familles montréalaises du XIX^e siècle : trois cultures, trois trajectoires », *Cahiers québécois de démographie*, 21, 2 (automne) : 51-75.
- PIANKA, Eric R. 1978. *Evolutionary Ecology*. New York, Harper & Row, 2^e édition, 397 p.
- PRESTON, Samuel H., et Michael R. HAINES. 1991. *Fatal Years: Child Mortality in Late Nineteenth Century America*. Princeton, N. J., Princeton University Press, 266 p.
- REHER, David. 1999. « Back to the basics: Mortality and fertility interactions during the demographic transition », *Continuity and Change*, 14, 1 : 9-32.
- ROLLET, Catherine. 1995. *Introduction à la démographie*. Paris, Nathan, 128 p.
- SUNDIN, Jan. 1995. « Culture, class and infant mortality during the Swedish mortality transition, 1750-1850 », *Social Science History*, 91, 1 : 117-145.
- THORNTON, Patricia A., et Sherry OLSON. 1991. « Family contexts of fertility and infant survival in nineteenth-century Montreal », *Journal of Family History*, 16, 4 : 401-417.
- THORNTON, Patricia, et Sherry OLSON. 1997. « Infant vulnerability in three cultural settings in Montreal 1880 », dans Alain BIDEAU et al. éd. *Infant and Child Mortality in the Past*. Oxford, Clarendon Press : 216-241.
- THORNTON, Patricia, et Sherry OLSON. 2001. « A deadly discrimination among Montreal infants 1860-1900 », *Continuity and Change*, 16, 1 : 95-135.
- THORNTON, Patricia A., Sherry OLSON et Quoch Thuy THACH. 1989. « Dimensions sociales de la mortalité infantile à Montréal au milieu du XIX^e siècle », *Annales de démographie historique* 1988 : 299-325.
- TILLY, Louise, et Joan W. SCOTT. 1978. *Women, Work and Family*. New York, Holt, Rinehart and Winston, 274 p.
- VALLIN, Jacques. 1991. « Mortality in Europe from 1720 to 1914: Long-term trends and changes in patterns by age and sex », dans Roger SCHOFIELD, David REHER et Alain BIDEAU, éd. *The Decline of Mortality in Europe*. Oxford, Clarendon Press : 38-67.
- WILLIAMS, Naomi, et Chris GALLEY. 1995. « Urban-rural differentials in infant mortality in Victorian England », *Population Studies*, 49 : 401-422.

ANNEXE — Tables de mortalité, pour les trois populations réunies

Âge <i>x</i>	Années vécues <i>P</i>	Nombre de décès <i>D</i>	Quotient de morta- lité <i>n_mx</i>	Proba- bilité de décès <i>n_qx</i>	Proba- bilité de survie <i>n_px</i>	Nombre de survi- vants <i>l_x</i>	Années vécues <i>nL_x</i>	Années vécues au-delà de l'âge <i>x</i> <i>nT_x</i>	Espé- rance de vie à l'âge <i>x</i> <i>e_x</i>
MONTRÉAL, SEXES RÉUNIS, 1861-1871									
0	547,85	116,0	0,21174	0,19463	0,80537	100 000	86 376	3 301 371	33,01
1	1586,08	113,0	0,07124	0,24337	0,75663	80 537	279 028	3 214 995	39,92
5	1696,96	18,0	0,01061	0,05167	0,94833	60 937	296 814	2 935 967	48,18
10	1555,23	13,0	0,00836	0,04094	0,95906	57 789	283 029	2 639 153	45,67
15	1301,56	12,0	0,00922	0,04506	0,95494	55 423	270 871	2 356 125	42,51
20	1175,31	12,0	0,01021	0,04978	0,95022	52 925	258 041	2 085 254	39,40
25	1126,69	12,5	0,01109	0,05398	0,94602	50 291	244 668	1 827 213	36,33
30	971,99	11,0	0,01132	0,05503	0,94497	47 576	231 337	1 582 545	33,26
35	738,69	9,0	0,01218	0,05912	0,94088	44 958	218 147	1 351 209	30,05
40	700,48	9,0	0,01285	0,06224	0,93776	42 301	204 920	1 133 061	26,79
45	582,94	8,0	0,01372	0,06634	0,93366	39 668	191 759	928 141	23,4
50	331,70	5,5	0,01658	0,07961	0,92039	37 036	177 809	736 382	19,88
55	205,77	5,0	0,02430	0,11454	0,88546	34 088	160 678	558 573	16,39
60	180,15	6,0	0,03331	0,15373	0,84627	30 183	139 317	397 895	13,18
65	190,69	11,0	0,05769	0,25207	0,74793	25 543	111 620	258 578	10,12
70+	233,73	21,0	0,08985	1,00000	0,00000	19 105	146 958	146 958	7,69

*L*₇₀₊ calculé sur la base d'un taux de mortalité de 0,13100.

Nombres de décès de 15 à 60 lissés.

MONTRÉAL, SEXES RÉUNIS, 1891-1901									
0	427,09	85	0,19902	0,17688	0,82312	100 000	87 618	3 625 327	36,25
1	1451,82	81	0,05579	0,19681	0,80319	82 312	293 608	3 537 708	42,98
5	1794,88	15	0,00836	0,04093	0,95907	66 112	323 794	3 244 101	49,07
10	1624,88	14	0,00862	0,04217	0,95783	63 406	310 344	2 920 307	46,06
15	1592,94	8	0,00502	0,02480	0,97520	60 732	299 894	2 609 962	42,98
20	1488,74	15	0,01008	0,04914	0,95086	59 226	288 853	2 310 068	39,00
25	1428,38	13	0,00910	0,04449	0,95551	56 315	275 313	2 021 215	35,89
30	1257,26	19	0,01511	0,07281	0,92719	53 810	259 254	1 745 903	32,45
35	1184,80	16	0,01350	0,06532	0,93468	49 892	241 312	1 486 649	29,80
40	1029,92	10	0,00971	0,04740	0,95260	46 633	227 640	1 245 337	26,71
45	756,00	14	0,01852	0,08850	0,91150	44 423	212 286	1 017 697	22,91
50	590,38	9	0,01524	0,07342	0,92658	40 492	195 025	805 411	19,89
55	482,20	12	0,02489	0,11714	0,88286	37 519	176 605	610 386	16,27
60	405,90	13	0,03203	0,14827	0,85173	33 124	153 340	433 781	13,10
65	348,65	20	0,05736	0,25085	0,74915	28 212	123 370	280 441	9,94
70+	356,72	48	0,13456	1,00000	0,00000	21 135	157 071	157 071	7,43

Les taux montréalais sont pondérés pour refléter la répartition ethnique de la population urbaine (voir la note 21).

ABSTRACT

Sherry OLSON and Patricia THORNTON

NET REPRODUCTION IN THREE CULTURAL COMMUNITIES IN 19TH-CENTURY MONTRÉAL

To compare three cultural communities in the same city—French Canadian, Irish Catholic and Anglo-Protestant—we drew samples by surname for family reconstitution over the course of the 19th century. From that miniaturized running model of the urban population, we extracted two panels and constructed life tables, one for the 1860s, the other for the 1890s. The three groups display distinctive timetables for marriage, as well as sizeable differences in infant and child mortality. From one generation to the next, we observe an important reduction in marriage intensity in the three communities, with a strong impact on the relative rates of net reproduction. In our interpretation, the evolution of the marriage timetables suggests, in advance of any significant change in marital fertility, the onset of a “demographic transition.”