

Université de Montréal

**Âge et fertilité masculine :
une analyse biodémographique**

par
Frédéric F. Payeur
Département de démographie
Faculté des arts et des sciences

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de
Maîtrise ès sciences (M.Sc.) en démographie

Septembre 2008

© Frédéric F. Payeur, 2008

Université de Montréal
Faculté des études supérieures

Ce mémoire intitulé :

Âge et fertilité masculine : une analyse biodémographique

présenté par
Frédéric F. Payeur

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

Solène Lardoux
Président rapporteur

Bertrand Desjardins
Directeur de recherche

Lisa Dillon
Codirectrice

Simona Bignami
Membre du jury

RÉSUMÉ

Le report du projet de famille aux âges plus avancés est une réalité en progression dans plusieurs sociétés, ce qui oblige à prendre en considération les frontières biologiques de la reproduction. Si les limites de la fertilité liées à l'âge sont bien connues chez les femmes, la capacité qu'ont les hommes de se reproduire tardivement n'a jamais été convenablement mesurée. Dans la fécondité du couple non contraceptif, l'âge maternel est le facteur confondant le plus déterminant et il peut difficilement être isolé d'une analyse quantitative sans la présence d'un bon écart d'âge entre conjoints. Même si certaines études basées sur la reproduction assistée n'ont trouvé aucun effet significatif de l'âge paternel sur la fécondabilité, un corpus de littérature grandissant suggère un déclin débutant aussi tôt qu'à 40 ans. Cependant, nous en savons bien peu sur le profil exact de cette baisse progressive. De plus, la recherche médicale actuelle sur le sujet se heurte à de multiples obstacles méthodologiques et à une rareté de populations appropriées pour l'échantillonnage.

Fort heureusement, le Programme de recherche en démographie historique de l'Université de Montréal maintient une base de données d'une population en fécondité naturelle des 17^e et 18^e siècles. Celle-ci contient 22 660 années d'observation de couples impliquant un homme de plus de 40 ans avec une femme de moins de 30 ans. Profitant de cette opportunité inédite, nous avons pu estimer le potentiel reproducteur masculin aux âges les plus avancés en utilisant des méthodes multivariées qui peuvent notamment prendre en compte l'âge maternel, la durée de l'union et la mortalité infantile. Nos résultats suggèrent que dans une perspective populationnelle, les hommes de 50 ans sont environ 90 % aussi fertiles que ceux de moins de 30 ans, tandis que ceux de 60 ans glissent à 80 % pour ensuite perdre rapidement leurs capacités procréatrices.

Mots-clés : Fertilité masculine, paternité, fécondité, hommes, biodémographie, Québec ancien, Nouvelle-France

ABSTRACT

Postponed childbearing is a reality increasingly evident in many societies, which raises the issue of the biological frontiers of reproduction. While the limitation of fecundity from aging is obvious for women, the diminishing capability of men to reproduce in later ages is still poorly measured and infrequently discussed. When evaluating the fecundity of couples, maternal age is the most important confounding factor and it can be hardly overcome unless a sufficient age difference between spouses is present. While some assisted reproduction-based studies have found no significant effect of paternal age on fecundability, a growing body of literature suggests a decline starting as soon as age 40. However, little is known about the exact shape of the declining trend of male fecundity. Moreover, current medical research on the subject faces many methodological obstacles and a scarcity of appropriate population samples.

The *Programme de recherche en démographie historique* (Research Programme in Historical Demography) (PRDH) at the Université de Montréal maintains a natural fertility population database from the 17th and 18th centuries that includes 22,660 exposure-years of couples with husbands over 40 and wives under 30. Taking advantage of this opportunity, we estimated the male reproductive potential in later ages using multivariate methods controlling primarily for age of the wife, union duration and child mortality. Our results suggest that on a population basis, men around 50 years old are about 90 % as fertile as men under 30, while men around 60 manifest 80 % the fertility of men under 30; thereafter, men rapidly lose their fertility capacity.

Key words: Male fecundity, paternity, fertility, men, biodemography, colonial Quebec, New France

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|--|-----------|
| RÉSUMÉ..... | III |
| ABSTRACT..... | IV |
| TABLE DES MATIÈRES..... | V |
| LISTE DES TABLEAUX..... | VII |
| LISTE DES FIGURES..... | VIII |
| REMERCIEMENTS..... | IX |
| DÉDICACE..... | X |
| INTRODUCTION..... | 1 |
| CHAPITRE 1 : Revue de la littérature..... | 6 |
| 1.1 Définitions..... | 6 |
| 1.1.1 Fécondité..... | 7 |
| 1.1.2 Fertilité..... | 7 |
| 1.1.3 Fécondabilité..... | 8 |
| 1.1.4 Fécondité naturelle..... | 9 |
| 1.1.5 Aménorrhée post-partum..... | 9 |
| 1.2 Littérature issue des sciences humaines..... | 10 |
| 1.2.1 La fécondité et la fertilité masculine en démographie..... | 10 |
| 1.2.2 L'apport des autres sciences humaines..... | 16 |
| 1.3 Littérature médicale..... | 17 |
| 1.3.1 Âge et caractéristiques spermatiques..... | 18 |
| 1.3.2 Âge et fertilité masculine..... | 20 |
| 1.3.3 Fécondité et sexualité..... | 23 |
| 1.3.4 Vieillesse et sexualité..... | 25 |
| 1.3.5 Âge paternel et santé de la progéniture..... | 26 |
| 1.3.6 Évolution historique de la fertilité masculine..... | 28 |
| 1.3.6.1 <i>Des menaces bien réelles</i> | 30 |
| CHAPITRE 2 : Données..... | 35 |
| 2.1.1 Source des données..... | 35 |
| 2.1.2 Types d'échantillon..... | 36 |
| 2.1.3 Qualité et spécificité des données..... | 39 |
| 2.1.4 Limites des données..... | 42 |
| 2.1.4.1 <i>Le remariage des veufs</i> | 44 |

| | |
|--|----|
| CHAPITRE 3 : Méthodologie | 47 |
| 3.1 Analyse bivariée | 48 |
| 3.2 Régression multivariée | 48 |
| 3.2.1 Méthodologie pour le fichier « Fécondité5ans » | 49 |
| 3.2.2 Méthodologie pour le fichier « Intervalles »..... | 51 |
| 3.3 Variables dépendantes | 52 |
| 3.3.1 La fécondité par période quinquennale (Fichier « Fécondité5ans »)..... | 52 |
| 3.3.2 La durée des intervalles génésiques (Fichier « Intervalles »)..... | 54 |
| 3.4 Variables explicatives | 55 |
| 3.4.1 L'âge du père | 55 |
| 3.4.2 L'âge de la mère..... | 55 |
| 3.4.3 La durée de l'union | 56 |
| 3.4.4 L'effet de la mortalité infantile | 57 |
| 3.4.5 Le milieu de vie..... | 59 |
| 3.4.6 La parité | 59 |
| 3.4.7 Autres variables intermédiaires..... | 60 |
| CHAPITRE 4 : Analyse des résultats | 62 |
| 4.1 Résultats : analyse par période de fécondité | 62 |
| 4.1.1 Analyse bivariée..... | 64 |
| 4.1.1.1 <i>Évolution historique de la fécondité</i> | 64 |
| 4.1.1.2 <i>Échantillons sélectionnés</i> | 69 |
| 4.1.2 Modèle multivarié | 73 |
| 4.1.2.1 <i>Effet des variables conjointes</i> | 75 |
| 4.1.2.2 <i>Effet de l'âge paternel</i> | 77 |
| 4.2 Résultats : analyse d'intervalles | 81 |
| 4.2.1 Analyse bivariée..... | 81 |
| 4.2.2 Modèle multivarié | 84 |
| 4.2.2.1 <i>Intervalles protogénésiques</i> | 84 |
| 4.2.2.2 <i>Intervalles supérieurs</i> | 88 |
| CONCLUSION | 93 |
| BIBLIOGRAPHIE | 97 |
| ANNEXES | i |

LISTE DES TABLEAUX

| | |
|---|------|
| Tableau 1.1 : Principales anomalies du sperme | 18 |
| Tableau 2.1 : État de la base de données du RPQA, 1621 à 1799 | 35 |
| Tableau 2.2 : Distribution des unions selon la cause d'exclusion..... | 36 |
| Tableau 2.3 : Échantillon de familles pour l'observation par période quinquennale | 37 |
| Tableau 4.1 : Effectifs par groupes d'âge de l'échantillon par période..... | 62 |
| Tableau 4.2 : Statistiques descriptives de l'échantillon « Fécondité5ans » | 73 |
| Tableau 4.3 : Résultats de la régression de Poisson sur la fécondité par période | 75 |
| Tableau 4.4 : Comparaison des résultats de l'effet de durée de l'union..... | 76 |
| Tableau 4.5 : Statistiques descriptives de l'échantillon pour régression logistique | 84 |
| Tableau 4.6 : Coefficients de régressions logistiques sur le risque d'échec à la conception après 12 mois d'union | 85 |
| Tableaux 4.7 : Coefficients de la régression sur les intervalles supérieurs | 89 |
| Tableau A.1 : Proportion de veufs remariés selon l'âge au veuvage, par période historique, 1640- 1794 | iii |
| Tableau A.2 : Distribution de l'échantillon selon l'âge au mariage, tous rangs de mariage, avant exclusion des couples sans date de fin d'union. | iv |
| Tableau A.2b : Distribution de l'effectif des couples selon l'âge au mariage, tous rangs de mariage, après exclusion des couples inutilisés pour l'analyse par période de fécondité. | v |
| Tableau A.2c : Distribution des couples stériles selon l'âge au mariage des époux. | vi |
| Tableau A.3 : Méthodologie détaillée de la régression de Poisson..... | vii |
| Tableau A.4 : Fécondité des hommes de 50-59 ans selon l'âge de l'épouse, par décennie | viii |
| Tableau A.5 : Fécondité des hommes selon le rang de mariage et la durée, par groupe d'âge | viii |
| Tableau A.6 : Fécondité des veufs et veuves issus d'unions stériles | ix |
| Tableau A.7 : Fécondité des hommes selon l'âge de l'épouse et la durée, par groupe d'âge | ix |
| Tableau A.8 : Fécondité des hommes selon le statut d'immigrant, par groupe d'âge..... | x |
| Tableau A.9 : Coefficients des âges paternels de la régression de Poisson, par sous-groupe | x |
| Tableau A.10 : Régression linéaire multiple : durée des intervalles génésiques en fonction de la mortalité de l'enfant précédent, de l'âge de la mère, de la durée de l'union et de la parité totale de la mère..... | xi |
| Tableau A.11 : Taux de fécondité légitime des femmes par groupe d'âge, Québec ancien 1640- 1779 | xii |
| Tableau A.12 : Taux de fécondité légitime des hommes par groupe d'âge, Québec ancien 1640- 1779 | xiii |
| Tableau A.13 : Résultats d'études médicales sur l'effet de l'âge paternel..... | xiv |
| Tableau A.14 : Qualité des intervalles de naissance extraites de la base de données et résultat du traitement..... | xv |

LISTE DES FIGURES

| | |
|--|-----|
| Figure 0.1 : Âge moyen à la maternité et à la paternité, Québec, tous rangs 1951-2005 et 1 ^{er} rang 1996-2005; Âge moyen à la paternité, USA, tous rangs 1960-2000..... | 2 |
| Figure 0.2 : Taux de fécondité masculins par groupe d'âge, Québec 1950-2005; USA 1960-2000..... | 3 |
| Figure 1.1 : Fécondité masculine selon l'âge, sur la base du recensement irlandais de 1911 | 11 |
| Figure 1.2 : Fertilité masculine en fonction de l'âge selon diverses études | 13 |
| Figure 1.3 : Degré d'impuissance selon l'âge | 26 |
| Figure 1.4 : Densité moyenne du sperme dans 101 études publiées de 1934 à 1996 | 29 |
| Figure 2.1 : Proportion de veufs remariés selon l'âge au veuvage, par période | 45 |
| Figure 3.1 : Distribution de la variable dépendante du fichier « Fécondité5ans » | 49 |
| Figure 3.2 : Observation des naissances (conceptions) par périodes quinquennales d'âge et de durée d'union | 54 |
| Figure 4.1 : Écart d'âge moyen entre époux, Québec, 1640-1779 | 63 |
| Figure 4.2 : Taux de fécondité des femmes par décennie, Québec 1640-1779 | 64 |
| Figure 4.3 : Taux de fécondité des hommes par décennie, Québec 1640-1779 | 65 |
| Figure 4.4 : Taux de fécondité des hommes de 50 à 59 ans, par décennie, selon l'âge de la femme..... | 67 |
| Figure 4.5 : Fécondité masculine et féminine par âge, avant et après 1740 | 68 |
| Figure 4.6 : Fécondité masculine par âge, selon l'âge de la conjointe et la durée de l'union | 69 |
| Figure 4.7 : Fécondité masculine par âge, selon rang de mariage et durée d'union..... | 71 |
| Figure 4.8 : Fécondité masculine par âge, selon le statut d'immigrant | 72 |
| Figure 4.9 : Coefficients d'âge paternel de régressions du modèle multivarié..... | 77 |
| Figure 4.10 : Modélisation et extrapolation de la fertilité masculine et féminine en fonction de l'âge..... | 79 |
| Figure 4.11 : Couples ayant eu un enfant selon la durée de l'intervalle..... | 81 |
| Figure 4.12 : Couples ayant eu un premier enfant selon la durée de l'union..... | 82 |
| Figure 4.13 : Durée de l'intervalle génésique selon l'âge paternel et maternel..... | 91 |
| Figure 5.1 : Estimation de la fertilité masculine et féminine selon l'âge | 94 |
| Figure A.1 : Fécondité des hommes et des femmes, Québec 1996-2005..... | ii |
| Figure A.2 : Taux de fécondité des hommes de 40 ans et plus, Québec 1972-2005 | ii |
| Figure A.3 : Âge de l'épouse au remariage des hommes..... | iii |

REMERCIEMENTS

J'aimerais tout d'abord remercier mon directeur de recherche Bertrand Desjardins, qui a su m'inculquer un intérêt pour la démographie historique dès sa première séance de cours. L'opportunité qu'il m'a donnée de travailler au sein du *Programme de recherche en démographie historique* (PRDH) dès mon baccalauréat a transformé cet intérêt en passion durable, en plus d'offrir un support financier très apprécié. Toute ma reconnaissance va également à ma codirectrice Lisa Dillon, dont le cours *Doctrines et politiques de population* m'a inspiré le sujet de ce mémoire et donné une vision plus élargie de la démographie.

Un merci tout particulier à Denis Duval, concepteur de la base de données du *Registre de la population du Québec ancien* (RPQA), qui a patiemment extrait les fichiers nécessaires à l'analyse en suivant des consignes pas toujours évidentes. Le support informatique d'Alexandre Hamelin-Purtell et Mario Gomez fut également d'un secours assidu et très professionnel.

Le Département de démographie permettant une proximité sans égal avec le corps professoral, je tiens également à saluer les précieux conseils de Simona Bignami, Solène Lardoux, Tom K. Legrand, Robert Bourbeau, Évelyne Lapierre-Adamcyk et Jacques Légaré. Ils ont tous su me donner, à un moment ou à un autre, une opinion avisée sur mes travaux ou, sinon, une source d'inspiration pour persévérer dans le domaine.

Je ne voudrais pas oublier mes nombreux collègues qui ont contribué à la reconstitution des familles et assuré une ambiance conviviale dans les locaux du PRDH : Alexandre Bujold, Anne-Laure Tesseron, François Sergerie, Laurence Marien-Pilon, Marilyn Gentil et Maryse Dion-Tremblay qui m'ont côtoyé le plus longtemps; sans oublier les plus tardives Angélique Guay-Giroux, Audrey Martin, Claudine Lacroix, Émilie Robert et Marie-Ève Simoneau.

L'avant-dernier mot de gratitude va à ma tante Christine, pour avoir bien voulu réviser de son œil expert la grammaire et l'orthographe de ce document, et le dernier mais non le moindre, à mes parents, Christian et Lorraine, pour avoir su me donner l'éducation et la curiosité intellectuelle qu'il fallait pour poursuivre des études universitaires.

DÉDICACE

À tous ces hommes et femmes qui
m'ont précédé sur le sol québécois,

En espérant qu'ils me pardonnent
cette intrusion dans leurs histoires familiales,

Sachant que les vies qu'ils ont engendrées
nous permettent aujourd'hui de faire avancer
les connaissances sur l'Homme,
j'aimerais leur rendre grâce.

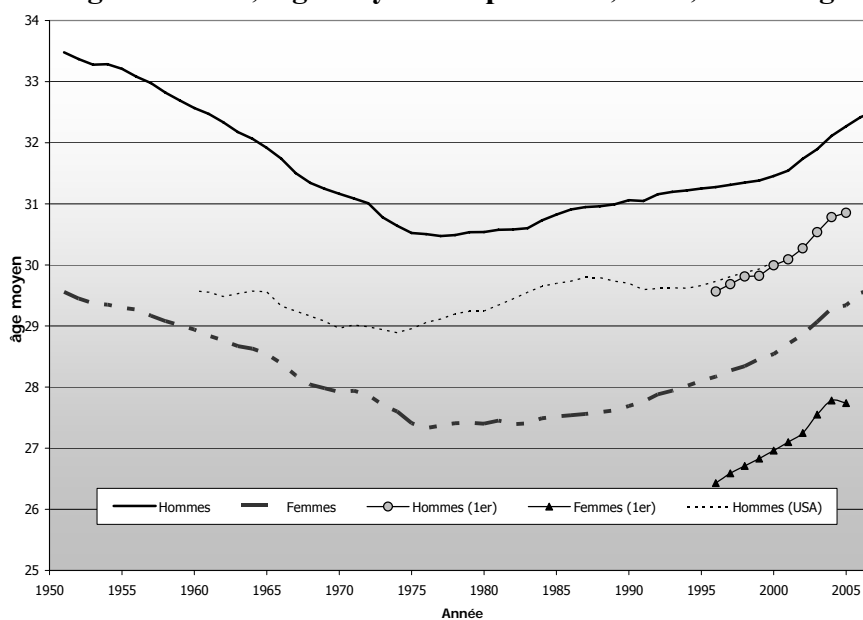
INTRODUCTION

La science démographique aborde la fécondité des populations humaines en se référant principalement à la femme, ce qui est tout à fait normal si l'on tient compte du fait que les responsabilités du processus de procréation sont très inégalement réparties par la biologie humaine. L'évolution de la fertilité féminine selon l'âge est donc connue depuis bien longtemps, mais celle des hommes est loin d'être aussi bien définie. Après avoir atteint son sommet dans la mi-vingtaine, on sait que la fertilité féminine diminue progressivement pour complètement cesser à l'approche de la ménopause, vers 45-50 ans en moyenne, mais parfois aussi tôt que 40 ans. De par l'exemple d'illustres pères tardifs (Charlie Chaplin, Yves Montand, Pablo Picasso, etc.), les limites de la paternité peuvent sembler quant à elles se rapprocher de l'infini. Même si cela pourra en laisser plusieurs sceptiques, un cas de paternité à 94 ans aurait même déjà été authentifié dans une publication scientifique (Seymour 1935). Mais jusqu'à quel point cela constitue-t-il un exploit? L'individu moyen peut-il espérer faire de même?

Même si l'usage d'un médicament comme le *citrate de sildénafil* (Viagra) peut possiblement faire l'objet d'abus d'usage, l'existence d'un tel produit et sa popularité chez les hommes plus âgés témoignent d'un réel besoin, soit la nécessité de pallier à une détérioration des fonctions reproductrices masculines. Comme nous savons pertinemment que les capacités sexuelles de l'homme diminuent généralement avec l'âge, la possibilité de prouver sa virilité préservée par la paternité en fin de vie est communément gage de fierté pour l'heureux géniteur. Mais ne serait-ce pas plutôt une simple question de circonstance? La question se pose, car une condition particulière doit immanquablement être respectée : la conjointe doit être en âge de procréer, c'est-à-dire avoir moins de 50 ans environ. Seuls les couples avec une bonne différence d'âge en faveur de l'homme peuvent donc avoir un père d'âge réellement avancé. Même s'il n'a probablement jamais été la norme, ce type de couple était néanmoins plus fréquent dans les sociétés traditionnelles, comme par exemple dans la population du Québec ancien.

Certaines études en démographie historique ont justement tenté de mesurer la fertilité des hommes selon l'âge à l'aide de recensements ou de registres de population (Anderson 1975; Mineau & Trussell 1982). Tel que l'on pouvait s'y attendre, leurs résultats ont tous démontré une baisse de la fertilité en fonction du vieillissement, mais les données utilisées à l'époque paraissent, selon les possibilités actuelles, imparfaites en plusieurs points. Les méthodes d'analyse statistique se sont grandement affinées depuis, sans compter la qualité des bases de données démographiques qui s'est sans cesse améliorée. Le Québec de l'époque coloniale a justement la chance de faire l'objet d'un des plus vastes registres de population informatisés qui soient disponibles à la communauté scientifique: le *Registre de la population du Québec ancien* (RPQA). Cette base de données reconstitue présentement la totalité des familles canadiennes françaises de 1621 à 1779 en se basant sur les actes de naissance, mariage et sépulture. L'information offerte par le RPQA est donc idéale pour l'étude de la fécondité selon l'âge, car en plus de son exhaustivité et de sa précision, elle porte sur une société en régime de « fécondité naturelle » (qui ne pratique aucune forme de contraception). On y retrouve également un grand nombre de veufs se remariant avec des femmes plus jeunes, ce qui permet une observation inusitée des capacités reproductives de l'homme aux âges tardifs.

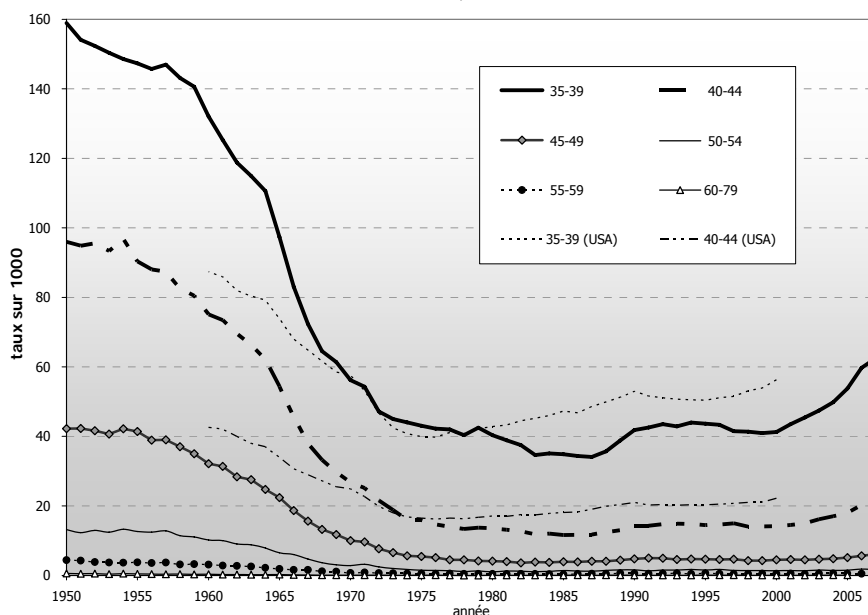
Figure 0.1 : Âge moyen à la maternité et à la paternité, Québec, tous rangs 1951-2007 et 1^{er} rang 1996-2005; Âge moyen à la paternité, USA, tous rangs 1960-2000



Source : ISQ 2006; National Center for Health Statistics 2007.

Dans une société occidentale comme le Québec où l'âge moyen à la maternité (29,3 ans en 2005) et à la paternité (32,3 ans) augmente significativement d'année en année (**figure 0.1**) (Institut de la statistique du Québec [ISQ] 2006), la question de la paternité tardive n'est pas dénuée d'intérêt pour les démographes et les médecins spécialistes de la fertilité. Les statistiques de l'ISQ nous indiquent qu'après avoir chuté d'un niveau de 95 enfants pour 1000 en 1950 à 12 pour 1000 en 1985, le taux de fécondité des hommes de 40-44 ans est remonté à environ 18 pour 1000 en 2005 (**figure 0.2**). Pendant ces mêmes années, les taux des femmes du même groupe d'âge étaient respectivement de 45, 2,1 et 5,7 pour 1000 (ISQ 2007). Si la hausse actuelle est donc plus marquée pour les femmes, il reste que la fécondité tardive des hommes a subi une moins forte chute depuis 1950. Pour la fécondité des hommes encore plus âgés, elle reste relativement stable depuis 20 ans : de 40 pour 1000 à l'après-guerre, elle est restée à environ 5 pour 1000 depuis 1976 chez les hommes de 45-49, ce qui représente un poids assez faible sur l'ensemble de la natalité (voir **figure A.2** en annexe).

Figure 0.2 : Taux de fécondité masculins par groupe d'âge, Québec 1950-2005; USA 1960-2000



Source : ISQ 2006; National Center for Health Statistics 2007.

Sur le même graphique, on observe que les données pour les hommes américains de 35-39 et 40-44 ans affichent une évolution légèrement différente que celles du

Québec, avec une fécondité comparativement plus faible en 1960 mais plus élevée aujourd'hui. Comme nous pouvons le voir sur la **figure 0.1**, notons aussi que depuis 1950, l'écart d'âge moyen entre les parents est passé de 4 à 3 ans; ainsi, la maternité d'aujourd'hui se vit sensiblement au même âge qu'il y a 55 ans, tandis que l'âge moyen à la paternité est moins élevé d'un an. Ces similitudes cachent cependant une dispersion des âges de plus en plus concentrée autour de la moyenne, conséquence logique du moindre nombre d'enfants par femme.

Il ne faut pas oublier que cette même période historique récente a vu l'avènement des technologies de reproduction assistée, qui concernent encore une infime minorité (0,8 %) des naissances (*Le Soleil*, avril 2006), en constante augmentation toutefois. Comme les grossesses qui en sont issues comportent une part de risques (CMQ 2006) qui n'est pas sans lien avec l'âge, il y a lieu d'approfondir nos connaissances sur la relation entre âge et fertilité. Il s'agit d'ailleurs d'un sujet qui préoccupe à la fois la communauté scientifique et le grand public, comme en fait foi l'occurrence de la thématique dans les médias de masse. On ne saurait s'en surprendre, car le désir d'enfant est un sentiment partagé par la vaste majorité des individus et le temps avance inéluctablement pour tout le monde. Pourtant, des attentes élevées envers la médecine moderne jumelées à une certaine autoperception d'infaillibilité nous détournent de la réalité biologique du corps humain. La Société américaine de médecine reproductive (ASRM) a d'ailleurs récemment entrepris une campagne de sensibilisation relativement agressive sur la problématique de l'âge et de l'infertilité (ASRM 2007). Cette initiative découle logiquement d'un constat d'insouciance et de manque d'information observé chez certains patients venant consulter en clinique de fécondité assistée.

Il ne fait donc aucun doute que le mystère de la fertilité des hommes âgés mériterait grandement d'être éclairci, partiellement du moins, par une étude sur les données démographiques du Québec ancien. C'est précisément ce que le présent mémoire de maîtrise se propose de quantifier : l'influence de l'âge sur la fertilité masculine, indépendamment des autres principaux facteurs influençant la fécondité du couple. Outre la question de recherche principale à propos de la fertilité masculine, il sera donc primordial d'identifier et de mesurer en parallèle l'ensemble de ces facteurs

sous-jacents qui influent sur la fécondité conjugale afin d'isoler l'effet de la variable explicative « âge paternel ». Nous devons également identifier les divers éléments qui ont une implication directe dans la biologie reproductive masculine, dont notamment la continuité historique de celle-ci en raison de la source de nos données.

Une meilleure connaissance de l'influence de l'âge paternel permettrait éventuellement de redéfinir la courbe de la fertilité féminine selon l'âge indépendamment de celui du conjoint, si bien sûr cette influence s'avère significative. Car mis à part quelques articles s'intéressant directement à la fertilité masculine, nous verrons que la littérature démographique a rarement pris en considération l'âge du père dans les nombreuses analyses de la fertilité féminine, pas même depuis la diffusion des outils d'analyse statistique multivariée.

Le traitement du sujet sera fait de manière à se concentrer essentiellement sur la dimension biologique du phénomène de procréation, avec pour objectif de mesurer aussi précisément que possible la sénescence du système reproducteur masculin, sans trop s'attarder aux aspects socioculturels (ex. : la parentalité, la conjugalité) de la paternité tardive. Ainsi, nous espérons que la démographie historique québécoise pourra apporter une contribution supplémentaire à ce nouveau courant épistémologique qui s'est tout naturellement donné le nom de « biodémographie »¹. Tel que nous le verrons dans le premier chapitre, l'analyse « biométrique » de la fécondité humaine en démographie n'est pourtant pas une nouveauté, les travaux de Léridon (1972; 1973; 2002) ayant déjà approfondi les concepts pionniers de la fécondité naturelle de Louis Henry (1953; 1961). L'interdisciplinarité intrinsèque à cette approche nous imposera le recours fréquent à la littérature médicale, où la fertilité masculine est d'ailleurs considérablement plus visible.

¹ À ce sujet voir Weiss (1990); Wachter & Finch (1997); Brunet (2004); Carey & Vaupel (2005); Olshansky *et al.* (2005).

CHAPITRE 1 : Revue de la littérature

La présente étude a pour objectif d'estimer la fertilité masculine en fonction de l'âge en se basant sur les niveaux de fécondité d'une population historique. Pour paver la voie à notre propre analyse empirique, nous établirons d'abord dans ce premier chapitre la définition des principaux concepts abordés. Par la suite, nous discuterons du lien qui existe entre fertilité masculine et âge à travers une recension relativement exhaustive de la littérature démographique (et d'autres sciences humaines comme l'anthropologie) d'une part et, d'autre part, à partir de la littérature issue de la recherche biologique et médicale. Cette distinction des genres est parfois bien floue car notre document n'est certes pas le premier à tenter un rapprochement entre les sciences pures et les sciences sociales, comme nous venons de le constater en page précédente. Nous pourrions toutefois facilement caser les diverses contributions dans l'un ou l'autre des différents sous-thèmes abordés, d'ailleurs plus nombreux dans la section biomédicale de la recension. Comme certains auteurs peuvent à la fois se retrouver dans les sections « démographique » et « médicale » (ex. : Élise de la Rochebrochard), le domaine d'appartenance du journal publiant l'article fera foi de la catégorisation, si le sujet lui-même n'est pas déjà suffisamment discriminant.

1.1 Définitions

Comme certains des termes employés peuvent porter à confusion de par leur proximité lexicale, il nous apparaît pertinent de les définir précisément d'entrée de jeu. Pour rassurer le lecteur, rappelons que cette confusion n'est pas seulement le propre du profane en la matière. En effet, bien des auteurs emploient les termes de façon différente en fonction de leur domaine de spécialisation, de leur langue ou de leur époque. Même à l'intérieur du champ plus circonscrit de la démographie, il arrive parfois que les définitions ne puissent s'accorder, ou encore qu'elles se contredisent.

1.1.1 Fécondité

Tel que défini dans le *Dictionnaire démographique multilingue*, le terme fécondité se rapporte aux

[...] phénomènes quantitatifs directement liés à la procréation des enfants au sein des populations ou des sous-populations. [...] On entend plus particulièrement par fécondité la fréquence des naissances au sein d'ensembles en âge de procréer. [...] On emploie le mot fécondité quand on s'en tient aux résultats et non aux aptitudes (Henry 1981).

Ce concept dépend donc surtout des comportements des couples et non pas uniquement de leur physiologie. Dans la présente étude, seule la fécondité légitime sera prise en compte, c'est-à-dire celle excluant les naissances hors mariage. Notons que le mot fécondité concerne généralement les seules naissances vivantes, on utilise ainsi parfois le terme *fécondité effective*.

1.1.2 Fertilité

Il s'agit de la capacité physiologique de donner le jour à des enfants vivants, de procréer. De par sa dimension biologique, la fertilité est un concept éminemment individuel. Selon Léridon (2002), il est néanmoins possible

[...] de mesurer le degré de fertilité d'un groupe de personnes; en analysant les variations de cette fertilité selon diverses caractéristiques sociodémographiques (à commencer par l'âge), il est du coup possible d'en déduire en retour un degré probable de fertilité valable au niveau individuel pour chaque personne ayant ces caractéristiques. (Léridon 2002 : p. 174)

Il est important de mentionner que les définitions de *fécondité* et *fertilité* des démographes ne sont pas les mêmes en anglais et en français : elles sont en fait le contraire l'une de l'autre, puisque le terme *fertility* désigne la fécondité et le terme *fecundity* la fertilité. Pour complexifier davantage, le mot *fertility* évoque la même chose que son paronyme français dans la littérature médicale anglophone, soit la capacité physiologique de procréer, comme en témoigne le titre du journal scientifique *Fertility and Sterility*.

Il est possible d'avoir des relations sexuelles sans être fécond, en revanche il est impossible, dans un contexte naturel du moins, de procréer sans éjaculation. L'incapacité d'avoir une relation sexuelle, qu'elle soit contextuelle ou physiologique, est donc directement liée à la fertilité. Même si la dysfonction érectile n'est pas

nécessairement synonyme de stérilité, une bonne libido semble être positivement associée à la fertilité (Schill 2001). Notre estimation de la fertilité masculine, basée sur des données où la fréquence des rapports sexuels est inconnue, envisagera le terme comme la conjonction de *sexualité* et *fécondabilité*, même si cette dernière notion est fréquemment assimilée à la fertilité dans la littérature. La pondération de chacun des deux éléments de l'équation restera inconnue, mais nous verrons que la durée de l'union pourrait éventuellement être considérée comme une mesure proxy se rapprochant de la variable *sexualité*.

1.1.3 Fécondabilité

Développé initialement par Corrado Gini dès 1924, ce concept fait référence à « *la probabilité qu'une femme mariée soit fécondée au cours d'un cycle menstruel, en l'absence de toute pratique contraceptive et de toute abstention des rapports sexuels en vue de limiter la procréation* » (Gini 1924). Plus directement ancrée sur le processus physiologique menant à la conception d'un embryon viable ou non viable (acte de *concevoir* plutôt que de *procréer*), cette notion présuppose, pour la plupart des auteurs, la présence de relations sexuelles durant la période d'ovulation. Elle est, par conséquent, difficile à mesurer par l'entremise d'enquêtes démographiques classiques, mais les modèles d'estimation indirecte qui existent situent entre 20 et 30 % la probabilité mensuelle de concevoir (Bongaarts 1975; Wood & Weinstein 1988; Larsen & Vaupel 1993; Wood *et al.* 1994).

La mortalité intra-utérine précoce n'étant pas toujours décelable, on entend habituellement par le terme fécondabilité celle qui est *reconnaissable* (principalement par l'interruption des règles), à distinguer de la *fécondabilité totale* qui inclut tous les ovules fécondés, tandis que la *fécondabilité effective* évoquera les conceptions menées à terme (Bongaarts 1975; Léridon 2002); ce dernier terme se rapprochant alors du concept de fertilité, l'invariabilité des rapports sexuels en plus.

On dira de la femme qu'elle est *fécondable*, de l'homme qu'il est *fécondant* (Léridon 2002), ainsi il pourra sembler abusif de parler d'une fécondabilité de l'homme. En effet, la question serait plutôt de savoir si la fécondabilité de la femme varie en fonction de son partenaire, lorsqu'exposée au risque de conception par des rapports

sexuels constants. Dans le présent document, nous nous permettrons cependant d'employer le terme fécondabilité pour évoquer le pouvoir fécondant de la semence masculine. Cet usage n'est pas inusité, mais il est peu fréquent dans la littérature.

1.1.4 Fécondité naturelle

Bien qu'ayant déjà été utilisé dès 1939 par Raymond Pearl, le terme « fécondité naturelle » fut initialement défini par Louis Henry en 1953, puis légèrement révisé en 1961. Il s'agit d'un régime où les comportements de fécondité excluent toute forme de contraception volontaire, peu importe la parité atteinte (Henry 1961). La première définition n'intégrait pas la possibilité qu'une baisse de la fécondité en fonction de la durée de l'union (et indirectement de la parité) soit indépendante de l'âge des conjoints, ce que les recherches empiriques confirmèrent par la suite (Henry 1979; Wood 1994). Des méthodes statistiques furent élaborées dès 1971 pour détecter et comparer les niveaux de contrôle de la fécondité (Espenshade 1971; Coale & Trussell 1974), et le concept devait s'affiner davantage ultérieurement pour prendre en considération la contraception d'espacement et non pas seulement celle d'arrêt (Knodel 1977; Wilson *et al.* 1988). Même si certaines coutumes, croyances ou normes sociales peuvent restreindre la fécondité sans pour autant lui enlever son attribut « naturel » (e.g. l'abstinence post-partum ou l'abstinence des grands-mères)², la mesure de la fécondité naturelle se rapproche intimement de celle de la fertilité, car elle est essentiellement le résultat de la libre expression du potentiel biologique des individus en présence.

1.1.5 Aménorrhée post-partum

Ce terme évoque la période sans menstruations à la suite d'une grossesse, aussi appelée aménorrhée post-gravidique (Henry 1981). La durée de l'aménorrhée post-partum est en grande partie liée à l'allaitement maternel. Ainsi, la mort prématurée d'un nouveau-né, qui interrompt l'allaitement, entraîne normalement un retour plus hâtif de la fécondabilité.

² Voir à ce sujet Ohadike (1979); Bledsoe & Hill (1998).

1.2 Littérature issue des sciences humaines

1.2.1 La fécondité et la fertilité masculine en démographie

Hormis les deux études citées en introduction, la littérature démographique n'abonde pas en matière de fécondité/fertilité masculine. Bien souvent, les sources de données ne permettent même pas ce type d'analyse, car l'âge du père n'est simplement pas disponible (Paget & Timæus 1994). Une récente analyse par Poston et Chang (2005) des résultats générés par l'index *Popline* dans le domaine de la fécondité confirme le statut de « minorité négligée » des hommes dans cette spécialisation de la démographie (Coleman 2000). Des 75 000 articles concernant la fécondité, seuls 381 impliquaient de près ou de loin la sphère masculine, parmi lesquels deux tiers touchaient plutôt la dimension biologique et l'autre tiers, les aspects plutôt culturels et comportementaux (Poston & Chang 2005). Dans cette dernière catégorie, un numéro spécial du journal *Demography* intitulé *Men in Families* se consacrait en 1998 aux hommes, mais davantage d'un point de vue des dynamiques de genre et du support familial (Bianchi 1998).

De plus, la plupart des écrits orientés sur les fonctions biologiques se retrouvent dans des publications médicales et non pas démographiques. Dès 1947, Karmel dénonçait la « préoccupation quasi-exclusive » des démographes envers la partie féminine de la population, bien que certains auteurs aient déjà porté une minime attention aux taux de reproduction masculins (Karmel 1947, p. 249; cité par Coleman 2000). Le constat reste le même 30 ans plus tard pour Brouard (1977), selon qui ni la réalité biologique, ni le problème des naissances illégitimes et ni la rareté des données ne sont des raisons sérieuses à ce « parti pris ». Exemple des plus évocateurs : l'absence totale du « facteur mâle » dans les variables intermédiaires de la fécondité de Davis et Blake (1956) et les non moins célèbres déterminants proches de Bongaarts (1978).

En raison de la structure par âge de la population et des caractéristiques du marché matrimonial, on observe pourtant une différence presque systématique entre les indices de fécondité masculins et féminins (Karmel 1947; McDonald 1995) ce qui n'est pas sans conséquences sur la validité d'un concept apparemment si simple comme le remplacement des générations. À titre d'exemple, l'indice synthétique de fécondité des

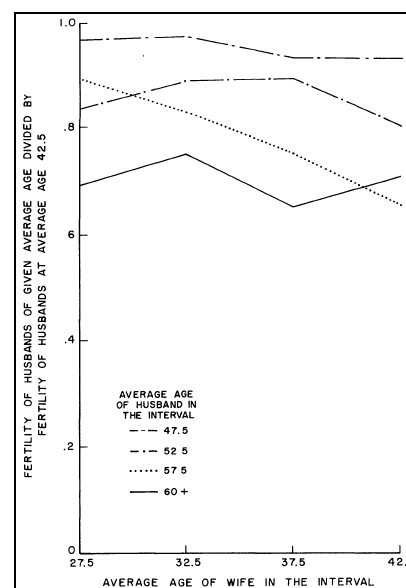
hommes du Québec fut constamment inférieur à celui des femmes d'environ un dixième d'enfant de 1996 à 2005 (ISQ 2006; voir **figure A.1, annexe ii**). Avec la publication récente d'un ouvrage intitulé « *Fertility and the male life-cycle in the era of fertility decline* » (Bledsoe *et al.* 2000), la place des hommes dans le champ « fécondité » obtient cependant un gain notable, quoique toujours insuffisant.

Ces derniers écrits concernent tous la fécondité *observée* résultant des *comportements* d'une population, mais la démographie est aussi un outil fort utile à la mesure d'une dimension essentielle de la biologie humaine : la fertilité. Cette contribution est spécialement possible lorsque la population étudiée respecte les critères de la fécondité naturelle, où la physiologie est pratiquement le seul élément déterminant. Le manuel de référence le plus complet sur la relation entre démographie et biologie reproductive est sans aucun doute « *Dynamics of human reproduction : biology, biometry, demography* » (Wood 1994), qui fait inévitablement la plus large place à la femme, sans toutefois ignorer la part de l'homme.

La première étude à discerner l'effet net de l'âge de l'homme sur la fécondité du couple (et par extension sa fertilité) fut celle de Barbara Anderson, réalisée en 1975 à partir du recensement irlandais de 1911, reconnu pour sa fiabilité et issu d'une population qu'on suppose en fécondité naturelle. De par son antériorité, cette étude est très largement citée, bien qu'elle ne soit pas la plus satisfaisante d'entre toutes. La structure des données de ce recensement a permis le calcul de probabilités annuelles de naissance selon l'âge et la durée de l'union. Ainsi, on y estime que la fécondité d'un homme de 60 ans et plus représente environ 70 % de celle d'un homme de 42,5 ans, peu importe l'âge de la femme, tel que nous le

montre la **figure 1.1**. La durée de l'union influe légèrement sur les probabilités annuelles de conception, mais la significativité de cet effet aurait mérité d'être évaluée à l'aide de

Figure 1.1 :
Fécondité masculine selon l'âge,
sur la base du recensement
irlandais de 1911.



Source : Anderson, 1975

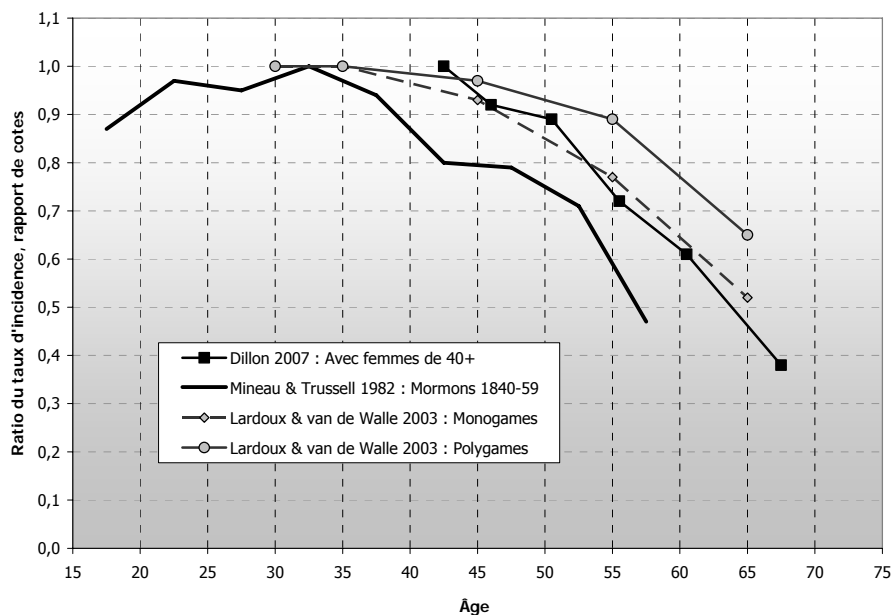
méthodes statistiques plus approfondies. Autrefois considérés comme une population à fécondité naturelle, les Irlandais de 1911 font aujourd'hui l'objet de doutes sérieux à la lumière de nouvelles analyses. Bien que Coale & Trussell (1974) aient inclus l'Irlande rurale de l'époque dans leur indice standard de fécondité naturelle, certains auteurs (Grada 1991; Okun 1994; Anderson, 1998) remettent en question cet axiome solidement établi, particulièrement pour les durées d'unions plus élevées. Sur la **figure 1.1**, la forte pente de la courbe des hommes de 57,5 ans suggère également une certaine inconsistance des données.

Au-delà de simples comparaisons de moyennes, l'étude de Mineau et Trussell (1982) sur les généalogies mormones du 19^e siècle fait justement usage de moyens plus élaborés pour calculer l'effet de l'âge de l'homme sur la fécondité. On utilise ici des taux de fécondité calculés sur des périodes de 5 ans à partir de deux cohortes de femmes nées entre 1840-1859 et 1860-1879. La première est théoriquement caractérisée par une fécondité naturelle, tandis que la deuxième semble déjà pratiquer une légère limitation des naissances (Skolnick *et al.* 1978). Aussi minime ce contrôle soit-il, cela permet de douter de la pertinence des résultats pour cette cohorte. Comme les données sur les généalogies ont été recueillies à partir de descendants survivants, elles peuvent également être biaisées vers une plus forte fécondité (Menken *et al.* 1986). Dans la plus ancienne cohorte (1840-1859), 5959 couples sont sous observation, mais en raison du calendrier nuptial hâtif de cette communauté, seulement 86 de ceux-ci impliquent un homme âgé de plus de 40 ans à son mariage. Malgré un faible écart d'âge en général entre les conjoints, les données ont permis de dessiner dans la **figure 1.2** les courbes de variation de la fécondité selon l'âge de l'homme et de la femme par rapport à un niveau maximum, au travers des résultats d'autres études dont nous traiterons dans cette section.

Selon Mineau et Trussell, le niveau maximum se retrouve à 30-34 ans chez l'homme, mais la fluctuation légèrement aléatoire de la courbe ne nous permet pas d'affirmer qu'il est significativement différent de celui des 25-29 ans ou même des 20-24 ans. De plus, la courbe des hommes s'achève avant l'extinction complète de la fécondité, ainsi l'allure de cette courbe jusqu'aux âges très avancés nous est inconnue encore aujourd'hui, tandis que le taux de significativité des derniers niveaux disponibles

n'est pas des plus convaincants. Mentionnons également que la prise en compte de la durée de l'union amène ici à des résultats contradictoires à ceux issus du recensement irlandais de 1911.

Figure 1.2 : Fertilité masculine en fonction de l'âge selon diverses études



Sources : Mineau & Trussell 1982; Lardoux et van de Walle 2003; Dillon 2007.

Les deux études précédentes sont reprises par Élise de la Rochebrochard (2001) dans son bref survol de la question du rôle des hommes dans la fertilité et la stérilité des couples, publication qui suit le dépôt d'une thèse de biomathématique sur la modélisation de la baisse de la fertilité selon l'âge de l'homme et de la femme (de la Rochebrochard 2000). Dans son résumé publié par l'INED, seule une autre étude démographique est citée, soit celle de Goldman et Montgomery (1989) qui porte sur des données contemporaines tirées d'enquêtes de fécondité menées à la fin des années 1970 sur des échantillons nationaux de femmes âgées de 15 à 49 ans dans cinq pays en voie de développement (Côte d'Ivoire, Ghana, Kenya, Soudan et Syrie). En contrôlant pour l'âge de la mère et la durée de l'union, la fertilité des hommes de 45 à 55 ans y est estimée à 86 % de celle des plus jeunes, pour descendre à 83 % chez les hommes de plus de 55 ans. Il n'y a donc ici que trois classes d'âge, et l'utilisation d'un échantillon où la polygamie est fortement présente, particulièrement dans le seul sous-échantillon où les résultats sont réellement significatifs, diminue également la précision de cette étude. En fait, l'inclusion du type d'union (polygame ou non) dans le modèle statistique élimine la

significativité des coefficients pour l'âge de l'homme dans toutes les régions observées (Goldman & Montgomery 1989).

L'influence de la polygamie sur la fécondité a justement été vérifiée à partir d'une enquête menée dans les milieux ruraux du Sénégal (Lardoux & Van de Walle 2003), et l'âge de l'homme y est l'une des covariables intégrées à la régression logistique qui prédit l'occurrence d'une naissance dans l'année précédant l'enquête. Outre un indice de fécondité légèrement inférieur chez les femmes en union polygame (6,6 contre 7,4 chez les monogames, décroissant en fonction de l'ancienneté de l'épouse), on dénote un effet de l'âge paternel sur la fécondité variant selon le régime matrimonial. Tel que présenté encore dans la **figure 1.2**, les rapports de cotes concernant la survenue d'un enfant dans l'année précédente sont de 0,52 pour les monogames et de 0,65 pour les polygames de 60 ans et plus (placés dans le graphique à 65 ans), en comparaison avec la classe de référence des 20-39 ans, et ce, malgré la fécondité moindre des femmes en union polygame. Pour tous les types d'union confondus, Lardoux et Van de Walle auront trouvé des rapports de cotes de 0,95 à 40-49 ans ($p < 0,01$), 0,82 à 50-59 ans ($p < 0,001$) et 0,57 à 60 ans et plus ($p < 0,001$), ce qui suggère une baisse significative de la fertilité dès 40-49 ans. Bien qu'offrant des résultats très éclairants, cette étude possède néanmoins l'inconvénient de n'offrir aucun contrôle de l'effet de la mortalité de l'enfant précédent et de la susceptibilité à la grossesse qui en découle.

Bien qu'ils soient pratiquement absents des bibliographies, au moins trois autres articles en démographie historique ont abordé la question de la fécondité masculine. Il ne s'agit cependant pas de la problématique centrale de leurs études, l'une portant principalement sur le mariage précoce des jeunes femmes (Charbonneau 1980), une autre sur le remariage des veufs (Bideau & Perrenoud 1981) et la plus récente sur la maternité tardive (Dillon 2007). La première utilise d'ailleurs une portion des données du RPQA que nous utiliserons nous-mêmes, le dépouillement n'ayant été complété que jusqu'en 1730 lors de sa réalisation. En se limitant aux familles complètes (femme ayant survécu jusqu'à 50 ans), Charbonneau observe une fécondité diminuée surtout chez les couples ayant au moins 10 ans d'écart d'âge en faveur des hommes, particulièrement lorsque ceux-ci atteignent 60 ans. Les effectifs y sont cependant peu significatifs aux grands âges, ce qui rend les résultats

moins convaincants et qui laisse croire à l'auteur que « *l'influence de l'âge du mari sur la fécondité doit être négligeable dans la plupart des populations* », ce qui est certes vrai d'un point de vue macro, mais contestable au niveau individuel. Avec les mêmes données reconstituées jusqu'à 1765, Dillon (2007) a quant à elle calculé des rapports de cotes sur la probabilité qu'une femme donne naissance après 40 ans en fonction notamment de la différence d'âge avec le mari. Non significatifs à moins de 10 ans d'écart d'âge, les rapports de cotes le deviennent entre 11 et 15 ans (OR = 0,72), 16 et 20 ans (OR = 0,61) et 21 à 44 ans d'écart d'âge (OR = 0,38). On pourrait donc en déduire qu'un homme de 60 ans aurait environ 39 % moins de chances de donner un enfant à une femme de 40-45 ans, comparativement à un homme du même âge que celle-ci. Les taux de fécondité calculés par Bideau et Perrenoud (1981) à partir de familles genevoises offrent un portrait beaucoup moins clair. En fait, on y décèle même une relation positive avec l'âge, ce qui amène les auteurs à évoquer l'influence potentielle de la « vitalité sexuelle » des veufs remariés. Une distinction entre célibataire et veuf est donc tentée; cependant, les faibles effectifs ne permettent pas de valider cette hypothèse intéressante.

La **figure 1.2** présente une synthèse des résultats les plus concluants parmi la littérature démographique que nous venons de présenter. Mentionnons que les résultats de Dillon (2007) ont une classe d'âge de référence située à 42,5 ans, contrairement aux autres qui se situent à 32,5 ans. De plus, l'axe des ordonnées réfère tantôt à des rapports de cotes (*Odds Ratios*) pour Lardoux & Van de Walle (2003) ou Dillon (2007), tantôt à un ratio du taux d'incidence pour Mineau & Trussell (1982). On doit donc comparer ces résultats avec prudence.

Sous un angle plus théorique, mais néanmoins très descriptif, Paget et Timaeus (1994) ont tenté, en se basant sur un modèle paramétrique de Gompertz, de définir une courbe standardisée de la *fécondité* masculine *observée* (i.e. sans tenir compte de l'âge de la mère ou de la durée de l'union) à partir de neuf populations nationales définies selon une distribution par âge de la fécondité. Si la conversion en formule mathématique de cette courbe peut par exemple servir à modéliser des estimations indirectes d'orphelinage paternel, la grande variabilité de la fécondité des hommes entre les diverses populations diminue la pertinence d'un indice universel, surtout si la capacité biologique de procréer est la dimension qui nous intéresse.

1.2.2 L'apport des autres sciences humaines

D'autres auteurs, souvent associés au domaine de l'anthropologie, se sont également intéressés à la fécondité masculine d'un point de vue statistique. L'analyse des histoires de vie reproductive des hommes d'une population autochtone de l'Île de Guam a donné lieu à des calculs de taux de fécondité par âge (Underwood 1998), mais l'âge de la mère n'y est pas contrôlé et la certitude des paternités n'est pas des plus exemplaires. Les Dogons du Mali ont fait l'objet d'une enquête innovatrice sur la fécondabilité où l'âge du mari est pris en compte (Strassmann & Warner 1998), avec l'intérêt notable d'utiliser un échantillon de femmes fréquentant une maison de retrait pendant leurs règles, ce qui permit un suivi précis de l'exposition au risque de conception. Un effet significatif de l'âge de l'homme sur les probabilités de conception est noté, malgré un très faible effectif d'hommes âgés.

Le champ plus pointu de l'anthropologie évolutionnaire a développé le concept de l'écologie reproductive (Ellison 1990; 1991) dans lequel le facteur mâle fut considéré à l'occasion, quoique très rarement (Bribiescas 2001; 2006). Dans une perspective de cycle biologique (*life history*), les mécanismes d'adaptation et les divers compromis pour l'allocation des ressources seraient différents en fonction du sexe, mais également de l'âge (Bribiescas 2006). Cette approche permettra peut-être un jour d'expliquer pourquoi la sénescence des fonctions reproductrices de l'espèce humaine, plus que tout autre mammifère, affiche une si grande dissemblance entre les deux sexes (Shanley & Kirkwood 2001). En attendant d'obtenir un consensus sur les causes de l'émergence de la ménopause dans l'évolution humaine, il appert qu'une meilleure définition de son équivalent masculin ne saurait nuire à l'avancement du débat. Conjonction parfaite entre sciences humaines et biologie, l'anthropologie évolutionnaire ne pourrait se passer des apports de la biodémographie.

Dans un domaine d'étude comme la fécondité/fertilité, on constate que les frontières entre les disciplines ne peuvent rester infranchissables; c'est pourquoi la prochaine section sera maintenant consacrée à la littérature dite « médicale ».

1.3 Littérature médicale

La contribution des études démographiques est donc intéressante, mais incomplète. Heureusement, la littérature médicale s'est aussi attaquée à la problématique du vieillissement des fonctions reproductrices de l'homme.

D'un point de vue général, vieillissement de la population oblige, la recherche médicale s'intéresse de plus en plus à ce qu'on appelle communément la « ménopause masculine », bien que le concept soit présent dans la littérature depuis les années 1930. Même si la définition du phénomène est encore floue, on préfère dorénavant les termes plus englobant « andropause », « hypogonadisme tardive », « climatère masculin » ou *Ageing Male Syndrome* (AMS) pour l'évoquer (Charlton 2004). Toutes ces notions font référence à la détérioration progressive des attributs de la masculinité, au premier rang desquels se classe la vigueur sexuelle. La cause fondamentale, mais non exclusive, de cet état est la baisse progressive du niveau de testostérone, que plusieurs auteurs suggèrent d'atténuer par l'hormonothérapie (Lunenfeld & Nieschlag 2007), d'autres voyant là le parfait exemple de la surmédicalisation du vieillissement ordinaire (Blech 2006).

Comme il est évident que ni l'homme, ni son système reproducteur n'échappent à la sénescence de la vieillesse, nous survolerons dans la présente section les quelques aspects de la santé masculine qui peuvent influencer de près ou de loin sur sa capacité à procréer, ce qui nous permettra notamment d'identifier les facteurs à prendre en considération dans nos propres analyses. Même si une quantité importante d'études ont été effectuées sur des animaux de laboratoire, nous nous limiterons ici à la littérature concernant exclusivement les humains. Notons qu'une large partie de ces articles est publiée dans des journaux du domaine de l'épidémiologie, ce qui est sûrement un bon indice de l'ampleur du défi méthodologique associé à la mesure de la fertilité masculine. Il est difficile de dissocier ce dernier domaine de la démographie tant ils se rapprochent l'un de l'autre dans certains de leurs intérêts et méthodes (Léridon 2007), mais nous avons préféré traiter des articles issus de publications épidémiologiques dans la présente section.

1.3.1 Âge et caractéristiques spermatiques

Dans la littérature médicale, l'analyse des caractéristiques spermatiques et leur effet potentiel sur la fécondabilité est l'approche la plus communément adoptée. La tâche pourrait sembler triviale, pourtant elle est d'une complexité épidémiologique que bien peu d'études ont pu exprimer correctement. Le principal défaut de ces études provient d'un biais très difficile à contourner : le recrutement des sujets (Tielemans *et al.* 2002). En effet, la plupart des échantillons provenant soit de banques de sperme (qualité supérieure) ou de patients de clinique de fécondité assistée (qualité inférieure), il est difficile d'obtenir une représentativité convaincante (Guérin & de Mouzon 1997; Slotter *et al.* 2006). Même si les standards d'analyse et de mesure ont pris un certain temps à s'imposer parmi les chercheurs (Cooper *et al.* 2007), il est maintenant relativement aisé de comparer la qualité du sperme (volume, concentration, motilité, etc.) en fonction de l'âge (voir à ce sujet Eskenazi *et al.* 2003). Les valeurs normales des caractéristiques spermatiques et les pathologies associées sont décrites dans le **tableau 1.1**.

Ces caractéristiques spermatiques dites « normales » ne sont évidemment qu'une référence approximative, telle que définie par l'Organisation Mondiale de Santé, qui ne prend pas en compte l'âge. Hellstrom *et al.* (2006) mettent d'ailleurs l'emphase sur la nécessité de nouveaux standards par classe d'âge pour mieux évaluer la normalité des sujets.

Tableau 1.1 : Principales anomalies du sperme

| | | |
|----------------------|--|--|
| <i>Volume</i> | Hypospermie Hyperspermie Aspermie | Volume < 2 ml Volume > 7 ml Absence d'éjaculat |
| <i>Concentration</i> | Polyspermie Oligospermie Cryptozoospermie Azoospermie | > 200 millions/ml < 20 millions /ml Très rares spermatozoïdes Absence de spermatozoïdes |
| <i>Motilité</i> | Asthénospermie Akinétospermie | Mobilité < 50% Absence de spermatozoïdes mobiles |
| <i>Morphologie</i> | Tératospermie | < 30% de formes typiques |
| <i>Vitalité</i> | Nécrospermie | < 50% des spermatozoïdes vivants |

Sources : Zorn & Savale (2005), World Health Organization (1999)

Toutes ces caractéristiques peuvent aussi varier pour le même individu, particulièrement selon la durée d'abstinence (MacLeod & Gold 1953; Keel 2006) et le niveau de stress (Fenster *et al.* 1997). Chez certaines espèces de mammifères, la présence d'autres mâles en compétition pour une femelle (ou seulement leur odeur) pousse à augmenter le volume de leur éjaculat (DelBarco-Trillo & Ferkin 2004), ce qui suggère la présence d'un mécanisme permettant de s'ajuster à divers éléments contextuels. Nous ne nous attarderons pas sur tous les facteurs environnementaux pouvant influencer sur chacune des caractéristiques spermatiques, mais la saisonnalité (Moskovtsev & Mullen 2005) est un autre exemple que nous pourrions donner, en plus de ceux dont nous parlerons un peu plus loin à titre de menaces contemporaines à la fertilité.

Selon Levitas *et al.* (2007), les paramètres spermatiques afficheraient leurs meilleures valeurs entre 30 et 35 ans. Les aspects sur lesquels l'âge est ensuite le plus déterminant serait le volume, la motilité et la morphologie (Kidd *et al.* 2001; Hellstrom *et al.* 2006), tandis que la concentration reste inchangée ou même augmente, conséquence indissociable de la baisse du volume (Ng *et al.* 2004). Il semble cependant que seule la morphologie déficiente, c'est-à-dire un faible pourcentage de spermatozoïdes normaux, entraînerait une baisse significative de la fertilité (Bonde *et al.* 1998). La fragmentation accrue de l'ADN du spermatozoïde en fonction de l'âge, une variable nouvellement mesurée, serait également liée aux cas d'infertilité (Moskovtsev *et al.* 2006).

Il apparaît donc que l'âge a un effet réel sur la plupart des caractéristiques spermatiques, mais la relation effective sur les taux de naissances vivantes n'est pas aussi évidente à mesurer ; il s'agit en fait d'un exploit qui reste à accomplir (Lewis 2007). Par exemple, une diminution de 50 % du nombre de spermatozoïdes ne correspond pas à une diminution de 50 % de la fertilité (Slama *et al.* 2004). S'il est vrai que les caractéristiques spermatiques peuvent fournir des indices sur le niveau de fertilité d'un individu, cette dernière dimension ne saurait être pleinement mesurée que lors d'une interaction avec l'autre partie de l'équation : l'ovule fécondable.

1.3.2 Âge et fertilité masculine

Comme l'individualisme n'a pas sa place dans le merveilleux monde de la procréation, impossible de faire l'économie de l'épreuve en tandem lorsque la fertilité masculine est à l'étude. On estime que 9 % des couples ne réussiront pas à initier une grossesse avant 12 mois et que seulement la moitié d'entre eux iront consulter un médecin à ce sujet (Boivin *et al.* 2007). Entre 20 et 35 % des cas de stérilité ou d'hypofertilité du couple seraient exclusivement causés par l'homme et un autre 20 à 38 % serait dû aux deux partenaires simultanément (Chow & Cheug 2006). Malgré cela, l'étiologie de l'infertilité masculine reste encore à être mieux définie. Les causes directes les plus couramment identifiées pour cette pathologie sont, indépendamment de l'âge, la varicocèle (varices des veines du cordon spermatique) à hauteur de ≈ 40 %, l'obstruction à ≈ 10 %, la cryptorchidie (testicules non descendus) à ≈ 5 %, l'auto-immunisation à ≈ 2 %, en plus de causes infectieuses ou endocriniennes, tandis qu'au moins 25 % restent inexplicables (Sigman & Howards 1998).

Pour ce qui est de l'influence de l'âge, malgré un consensus sur l'importance de la motilité des spermatozoïdes pour la fécondation et la détérioration de cette caractéristique avec l'âge, certains auteurs osent remettre en question l'existence même d'un réel effet sur la *fécondabilité*, qu'il ne faut cependant pas confondre avec la fertilité. Cette ambiguïté est notamment entretenue par le fait qu'il est extrêmement difficile pour la recherche médicale actuelle de mettre la main sur un échantillon où l'écart d'âge entre conjoints permet d'éliminer complètement l'effet concurrent de l'âge de la femme.

En contradiction avec une littérature abondante - mais pas toujours irréprochable d'un point de vue méthodologique - qui favorise la thèse inverse (Ford *et al.* 2000; Kidd *et al.* 2001; Klonoff-Cohen et Natarajan 2004; de la Rochebrochard *et al.* 2006), au moins cinq études probantes, toutes issues de recherches en fécondation *in vitro*, concluent à l'absence d'une influence de l'âge paternel sur les taux de grossesse (Gallardo *et al.* 1996; Spandorfer *et al.* 1998; Paulson *et al.* 2001; Kumtepe *et al.* 2003; Aboulghar *et al.* 2007). Ces résultats confortent cependant l'hypothèse que la motilité des spermatozoïdes serait le facteur le plus déterminant sur la *fécondabilité*, les technologies de reproduction éliminant justement le trajet à parcourir. On ne se

surprendra donc pas que plus le traitement de fertilité est intrusif, moins l'âge de l'homme aura d'effet. Certaines études basées sur des couples en fécondité assistée ont cependant démontré des effets très significatifs de l'âge. Par exemple, Mathieu *et al.* (1995) ont obtenu des taux de grossesse 50 % plus bas pour les hommes de 35 ans et plus comparativement à ceux de 30 ans et moins.

La plus récente des études en fécondation *in vitro* qui conclut à la présence d'un effet de l'âge paternel (de la Rochebrochard *et al.* 2006), en ayant recours à l'échec de conception comme variable dépendante, offre quant à elle des résultats qui supportent difficilement ses propres conclusions, soit l'établissement d'un âge limite de 40 ans pour la paternité. Avec des femmes de moins de 30 ans, les hommes de plus de 40 ans y ont 25 % plus de chances d'échouer la fécondation, mais l'intervalle de confiance à 95 % du rapport de cotes se situe entre 0,43 et 3,62. De plus, il nous semble incohérent que les hommes de 35-39 ans y aient toujours des taux d'échec moins élevés que les 30-34 ans, sauf quand la femme est précisément entre 38 et 40 ans. L'utilisation d'une seule classe d'âge pour les plus de 40 ans offre également bien peu de précision à l'analyse.

La revue de littérature médicale apparemment très exhaustive de Kidd *et al.* (2001) révèle que bien des études négligent de prendre en compte l'âge de la mère, tandis que celles qui contrôlent pour cette variable ont trouvé une diminution de 23 à 38 % du taux de grossesse entre les hommes de moins de 30 ans et ceux de plus de 50 ans. Une étude incorporant un ajustement selon la fréquence des rapports sexuels suggère également que le pourcentage des hommes ne pouvant concevoir avant 12 mois augmente d'environ 23 % entre 35 et 40 ans (Dunson *et al.* 2004). Il y a cependant lieu de croire qu'en l'absence d'échantillons importants de jeunes mères et vieux pères, même ces dernières études ne peuvent éliminer complètement l'effet concurrent de l'âge de la mère. L'étude aux conclusions négatives de Paulson *et al.* (2001) semble cependant y parvenir efficacement en limitant son échantillon *in vitro* à des cas de dons d'ovocytes (ovules fécondables) provenant de jeunes mères. L'effet de l'âge du père y serait donc mieux isolé.

Si l'âge du père n'a aucun effet sur le taux de naissance vivante en fécondation *in vitro*, comment expliquer alors que tant d'études en arrivent à la même conclusion, soit

celle d'un effet significatif sur le risque d'avortement spontané, ou fausse-couche? La littérature est abondante et consensuelle sur ce point (Wood 1994; de la Rochebrochard et Thonneau 2002; Nybo-Anderson *et al.* 2004; Slama *et al.* 2004; Kleinhaus *et al.* 2006). Ainsi, il semble impossible, à moins de taux de conception supérieurs peu probables, que les hommes âgés engendrent autant de naissances vivantes que les plus jeunes.

La plupart des autres études de fertilité portant sur les populations contemporaines utilisent le *délai de conception* comme variable dépendante, ce qui a notamment pour conséquences d'occulter complètement les couples stériles (qui par définition n'offrent pas de date de conception) et de sous-représenter les couples les moins fertiles (Olsen & Rachootin 2003; Joffe *et al.* 2005). Rappelons que très souvent, les échantillons étudiés dans ces analyses provenaient de patients consultant en clinique de fertilité, ce qui induit forcément un biais de sélection vers le bas (Tielemans *et al.* 2002). Une étude comme celle de Ford *et al.* (2000) pêche aussi en utilisant l'âge au début de la grossesse, et non celui au début des relations non protégées comme il se devrait idéalement (Sallmén & Luukkonen 2001). De retour en démographie, les délais de conception font aussi l'objet d'analyses, principalement à partir de la date de mariage, mais encore là la nécessaire exclusion des conceptions prénuptiales (naissances avant 8-9 mois d'union) tire la fécondabilité vers le bas, car seuls les plus féconds des couples délinquants seront discriminés (Léridon 2007).

La validité des études basées sur les délais de conception peut également souffrir d'un biais provenant de la *persistance* différentielle des couples dans leurs tentatives de conception, les plus vieux étant par exemple plus pressés et donc plus motivés que les jeunes, ce qui biaiserait leur fertilité vers le haut (Basso *et al.* 2000). C'est ce même phénomène qui pousse Rizzi et Rosina (2006) à distinguer la motivation des couples (non contraceptifs) pour mieux mesurer leur propension, selon l'âge, à concentrer les actes sexuels dans les jours les plus féconds du cycle. Comme la *fertilité* est le résultat d'une conjonction entre rapport sexuel et *fécondabilité*, on ne peut effectivement pas ignorer la question de la sexualité si l'objet de notre étude porte sur la fertilité. Dans l'étude démographique de Goldman & Montgomery (1989), le survol de la littérature médicale entraîne d'ailleurs le constat que « *the bulk of the association between male*

age and conception risks might be traced to frequencies of intercourse ». Malgré tout le flou qui l'entoure, on ne peut donc pas ignorer cet aspect des plus déterminants de la fécondité humaine.

1.3.3 Fécondité et sexualité

La question de la sexualité, aussi fondamentale puisse-t-elle être dans le processus de procréation, n'obtient assurément pas toute l'attention qu'elle mérite en démographie. La pandémie de sida et la diffusion de la contraception ont certes amené les chercheurs à s'en préoccuper davantage (Bozon 2002), ce qui a d'ailleurs pavé la voie au développement d'une discipline de la « santé de la reproduction ». De par la grande complexité du phénomène et les difficultés évidentes de mesure, les démographes n'ont souvent d'autre choix que de garder la dimension « sexualité » parmi les variables cachées, même si cela représente une condition *sine qua non* d'exposition au risque de grossesse.

Les niveaux différentiels d'abstinence post-partum (absence de rapports sexuels après l'accouchement) sont par contre une donnée utilisable et utilisée par les démographes, aussi contextuelle soit-elle (Caldwell & Caldwell 1977; Bledsoe & Hill 1998). Il s'agit d'ailleurs d'un sujet où l'anthropologie et la démographie collaborent depuis déjà un bon moment, l'Afrique subsaharienne ayant offert le terrain d'étude dans la plupart des cas (Schoenmaecker *et al.* 1981). À titre d'exemple de la relative nouveauté de la sexualité, on peut noter que la première version des *Aspects biométriques de la fécondité humaine* de Léridon (1973) ne contenait aucune section sur la dimension sexuelle, contrairement à sa traduction revue et corrigée de 1977.

La littérature médicale fait quant elle un usage à peine plus répandu de la fréquence des rapports sexuels; pourtant, les études sur les délais de conception ou TTP (*Time To Pregnancy*) couramment utilisées pour mesurer la fertilité gagneraient à en systématiser l'usage (Tingen *et al.* 2004). Si la « fenêtre fertile » à l'intérieur de laquelle la probabilité de concevoir, en présence de relations sexuelles, ne dépasse le 1 % qu'environ 7 à 8 jours par mois (pour atteindre 20-25 % le jour de l'ovulation), un

manque de synchronisation dans les rapports sexuels devient directement la cause d'une infécondité qui n'a rien à voir à l'infertilité (Stanford & Dunson 2007). À la diminution de la probabilité de s'insérer durant la période fertile, on doit ajouter l'effet du vieillissement du spermatozoïde à l'intérieur du tractus de l'appareil reproducteur lorsque les rapports sexuels se raréfient, vieillissement qui ne serait pas totalement compensé par l'augmentation de la concentration et du volume de l'éjaculat (MacLeod & Gold 1953).

La complexité de la sexualité humaine est loin d'être encore totalement révélée. Nous avons vu que la fréquence des rapports a certes une influence, mais il semble également que de nombreux aspects plus qualitatifs de la sexualité jouent un rôle dans la variabilité du potentiel reproductif. On pense bien sûr à toutes les pratiques aux visées contraceptives, au premier rang desquelles se classe le coït interrompu. Pour ceux et celles ayant des relations complètes, la fécondabilité d'un même individu peut varier. Il est probable que le niveau d'excitation sexuelle ait une influence significative sur la qualité de la semence masculine (Yamamoto *et al.* 2000), et il va sans dire que cette excitation n'est pas totalement indépendante des caractéristiques ou des actions du partenaire. Bien que la recherche sur la question n'en soit qu'à ses premiers balbutiements, mentionnons également le débat entourant l'existence chez l'humain (ou plutôt les vestiges biologiques) d'une compétition spermatique post-copulatoire. Vérifié chez certains mammifères polyandres, le même principe chez l'homme tendrait à être démontré par un hypothétique mécanisme d'adaptation à la probabilité d'adultère, qui ferait en sorte que l'homme aurait de meilleures caractéristiques spermatiques lorsque confronté à la compétition (éventuelle ou avérée) d'autres mâles (Kilgallon & Simmons 2005; Shackelford *et al.* 2005). Une femme plus attirante et donc plus convoitée pourrait alors, par ce mécanisme, améliorer le potentiel reproducteur de son conjoint. Une autre théorie plus ancienne mais encore incertaine stipule que l'orgasme féminin contribuerait au transport intra-utérin de la semence et même à la réceptivité de l'ovule (Levin 2005). Encore là, le partenaire est directement impliqué dans la variation de la fécondabilité, car il n'est pas étranger à l'atteinte de l'orgasme ou non.

L'interdépendance de toutes ces dimensions de la sexualité humaine, nous l'avons bien vu, est extrêmement complexe. Il est probablement pléonastique de dire que

la sexualité consiste en une forte interaction entre deux individus, mais la science tend parfois à l'oublier. Il est bien connu que certains couples dont les deux individus sont parfaitement fertiles ne réussissent parfois pas à procréer : est-ce là la preuve de cette fameuse « chimie » qui ne fonctionne pas toujours?

1.3.4 Vieillesse et sexualité

L'association entre dysfonction érectile et vieillissement est de plus en plus médiatisée depuis la mise en marché des comprimés de citrate de sildénafil (Viagra, etc.) en 1998. La popularité de ce médicament vient confirmer un besoin gardé longtemps tabou par les stéréotypes et la grande pudeur entourant la sexualité des personnes âgées (Ginsberg 2006). L'étude de Kinsey *et al.* (1948) est restée pendant très longtemps une référence sur le comportement sexuel, mais depuis les études sur la question se sont multipliées.

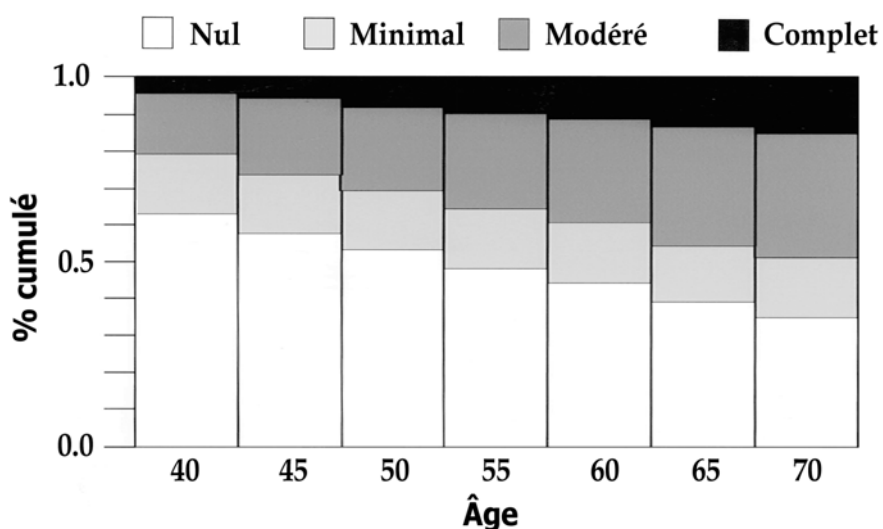
Avec un échantillon tiré d'entrevues provenant de 19 pays différents, Brewis & Meyer (2004) ont produit des résultats qui suggèrent une baisse universelle de la probabilité de coït en fonction de l'âge de l'homme, après avoir contrôlé pour l'âge de la femme et la durée de l'union. Cette dernière variable serait d'ailleurs la plus déterminante des trois, selon le survol de la littérature sur le sujet fait par Wood (1994 : p. 310).

Même si le désir demeure vraisemblablement plus longtemps chez l'homme, il peut donc être limité par certains problèmes de « mécanique » corporelle. L'association entre vieillissement et dysfonction érectile a été démontrée par plusieurs études épidémiologiques, dont la plus notoire est la *Massachusetts Male Aging Study* (MMAS), une enquête multidisciplinaire de santé publique basée sur un échantillon de 1290 hommes âgés ayant répondu à un questionnaire auto-administré et confidentiel. Comme le montre la **figure 1.3**, on a pu estimer que de 40 à 70 ans, la prévalence de dysfonction érectile sévère passe de 5,1 % à 15 %, tandis que la dysfonction modérée progresse de 17 % à 34 % durant le même intervalle (Feldman *et al.* 1994).

Les questions, l'interprétation et l'honnêteté des répondants peuvent varier d'une enquête à l'autre; toujours est-il qu'une recension récente de Hatzimouratidis (2007) nous permet d'estimer qu'environ 20 % des hommes dans la cinquantaine souffrent de ce problème, une proportion qui ne cesse de s'élever par la suite.

Ainsi, il apparaît qu'une proportion substantielle d'hommes maintiennent leurs capacités sexuelles jusqu'à la toute fin de leur vie et cela semble être un facteur déterminant de leur qualité de vie (Montorsi *et al.* 2003). Alors que les gériatres devraient davantage tenir compte de ce fait dans leur diagnostic individuel de qualité de vie, les démographes devraient quant à eux avoir conscience de l'hétérogénéité des données qui en découle.

Figure 1.3 : Degré d'impuissance selon l'âge



Source : Feldman *et al.* (1994)

1.3.5 Âge paternel et santé de la progéniture

Encore plus préoccupant que les possibilités d'échec à la conception, le corpus croissant de recherche sur l'occurrence de certaines maladies génétiques en fonction de l'âge paternel presse maintenant les scientifiques à se questionner sur l'établissement d'un seuil maximal, à savoir précisément *How old is too old?* (Menken 1985; Bray *et al.* 2006). Une étude a démontré que les dommages sur les séquences ADN des spermatozoïdes étaient significativement liés à l'âge (Schmid *et al.* 2007), mais les

défauts génomiques des spermatozoïdes en fonction de l'âge ne seraient pas tous clairement démontrés, avec des effets divergents sur l'intégrité chromatinienne, la fragmentation de l'ADN et l'aneuploïdie (Wyrobek *et al.* 2006).

Lors de paternité tardive, l'accumulation d'aberrations et de mutations chromosomiques des cellules germinales mâles est néanmoins réputée être la responsable du risque accru de certaines maladies, notamment le syndrome d'Apert et le nanisme (Aitken *et al.* 2004; Dakouane-Giudicelli *et al.* 2006). Un certain consensus se dégage également à propos de la relation sur le poids à la naissance (Reichman et Teitler 2006), sur la mortalité intra-utérine (Kleinhaus *et al.* 2006) ou sur les naissances prématurées (Zhu *et al.* 2005b; Astolfi *et al.* 2006). Pour ajouter à ce portrait déjà fort inquiétant, des démographes de l'Université de Louvain ont découvert des conséquences néfastes sur la mortalité infantile (Wunsch & Gourbin 2002) et le taux de mortinaissance (Rychtaříková *et al.* 2004)

À partir d'une base de données très complète tirée des registres de l'armée israélienne, des chercheurs ont associé l'âge paternel aux résultats de tests de quotient intellectuel, indépendamment du niveau d'éducation ou du statut socioéconomique des parents (Malaspina, Reichenberg *et al.* 2005). Les mêmes chercheurs ont trouvé une relation significative avec l'autisme (Reichenberg *et al.* 2006) et la schizophrénie (Malaspina *et al.* 2001), ces derniers résultats ayant été confirmés par la suite (Zammit *et al.* 2003; Sipos *et al.* 2004). Depuis longtemps associée à l'âge maternel tardif, la trisomie 21 aurait également un lien avec l'âge du père (Fisch *et al.* 2003; Zhu *et al.* 2005a). Parallèlement à vingt autres malformations congénitales, l'occurrence de cette maladie fut récemment soumise à des régressions logistiques multivariées sur un échantillon de plus de cinq millions d'individus nés aux États-Unis entre 1999 et 2000 par des chercheurs de l'Université d'Ottawa. Pour l'ensemble des malformations, les enfants d'hommes de plus de 50 ans ont obtenu un rapport de cotes ajusté de 1.15 (IC 95 % : 1.06, 1.24) par rapport à ceux nés de pères entre 25 et 29 ans (YANG *et al.* 2007).

Cette dernière étude, si elle nous confirme l'empreinte génétique de l'âge paternel, nous rappelle aussi que les effets de l'âge de la mère sont considérablement plus marqués : le rapport de cotes pour l'ensemble des malformations est de 2.23 entre 45 et 49 ans, lorsque

l'on compare avec les mères de 25 à 29 ans. La comparaison favorable à l'homme ne doit cependant pas nous détourner du fait que les risques de malformations s'accroissent significativement à partir du groupe d'âge 35-39 ans, sans oublier qu'une critique (Kirby 2007) des données utilisées par Yang *et al.* (2007) soulève la possibilité d'une sous-estimation de ces risques. En contradiction partielle avec ces résultats, Zhu *et al.* (2005a) n'ont pourtant pas trouvé de relation significative dans un ensemble de quinze catégories de malformations; seules la trisomie 21, les malformations des extrémités et les malformations « multiples » affichaient individuellement une tendance à la hausse en fonction de l'âge du père.

1.3.6 Évolution historique de la fertilité masculine

Une analyse de la fertilité masculine chez une population historique soulève inmanquablement la question de l'évolution historique des niveaux de fertilité masculine. Pour valider complètement la pertinence d'une telle approche, on voudrait idéalement pouvoir inférer nos résultats à la population humaine contemporaine. À ce titre, il ne fait malheureusement aucun doute que les modes de vie et les facteurs environnementaux ont grandement changé depuis l'époque de la colonisation des basses-terres du St-Laurent. Les estimations de fertilité que nous pourrions tirer des données historiques auront-elles une adéquation minimale avec le contexte actuel?

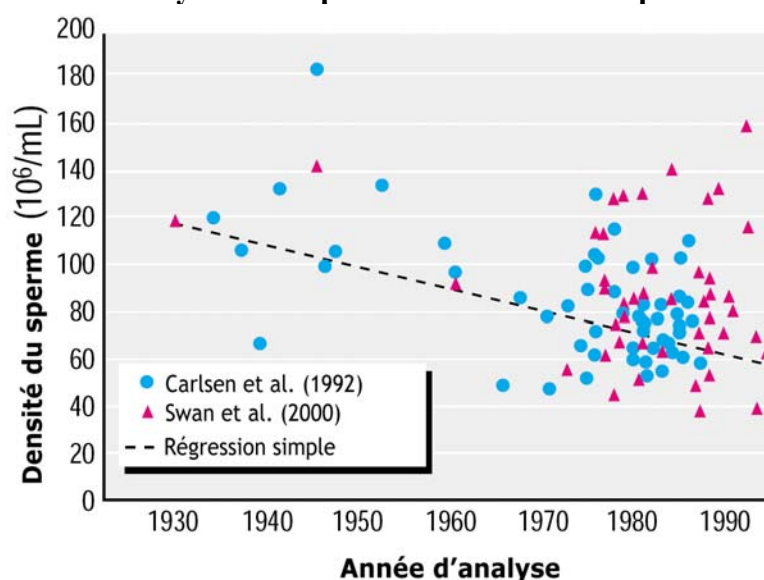
Difficile donc de rester indifférent au débat³ sur la baisse séculaire des niveaux de fertilité, qui fut réellement lancé lorsqu'une équipe danoise publia une analyse statistique synthétisant les données de 61 études réalisées dans vingt pays : de 1940 à 1990, la concentration moyenne y était passée de 113 à 66 millions de spermatozoïdes par millilitre (Carlsen *et al.* 1992). Plusieurs contre-analyses démontrèrent cependant que cette étude était biaisée : les sujets au sperme de qualité médiocre étaient surreprésentés dans la période tardive, la durée d'abstinence n'était pas toujours prise en compte, et les modèles de régression n'étaient pas toujours adéquats (Sherins 1995). Swan *et al.* (2000) contournèrent certains de ces obstacles (sauf notamment l'abstinence et l'uniformité des méthodes) en éliminant ou ajoutant des études à leur recension améliorée de la littérature : leurs résultats

³ Voir entre autres : Sherins 1995; Swan *et al.* 2000; Jouannet *et al.* 2001; Bhasin 2007.

suggéraient une baisse encore plus prononcée, soit une diminution de la densité de 2 % par année, comparativement à 1 % chez Carlsen *et al.* (1992).

En parfait accord, l'étude de Auger *et al.* (1995) suggère que la concentration spermatique des hommes féconds a aussi diminué en moyenne de 2 % par an en France, de 1973 à 1992. Mais là encore, il y avait un biais : le recrutement de bénévoles étant devenu difficile, on aurait observé une baisse de qualité du sperme de *donneurs*, qui étaient aussi plus âgés, et non de la *population* générale. La **figure 1.4** nous montre clairement que la rareté des études anciennes à elle seule nous permet difficilement de statuer sur la baisse réelle de la fertilité. À cette incertitude statistique, il faut également ajouter que la concentration, ou densité, n'est pas l'élément le plus déterminant sur le pouvoir fécondant de la semence, même s'il est le plus couramment mesuré. L'analyse systématique de la motilité serait probablement préférable.

Figure 1.4 : Densité moyenne du sperme dans 101 études publiées de 1934 à 1996



Source : Swan et al. (2000)

De plus, l'évolution de la fertilité ne serait pas nécessairement linéaire. Après une baisse importante de la *motilité* des spermatozoïdes de jeunes Flamands entre 1977 et 1992, ceux-ci auraient partiellement retrouvé leur vigueur d'antan (Comhaire *et al.* 2007). Selon ces auteurs, la diminution de la dioxine dans l'environnement en serait la principale explication, mais cette bonne nouvelle est tempérée par une baisse continue de leur qualité morphologique et de leur concentration dans cette population.

Mentionnons que cette étude étonne par sa tentative d'associer directement des niveaux régionaux de fécondité à des caractéristiques biologiques et environnementales.

Une étude de Joffe (2000), se basant sur des délais de conception de couples britanniques, n'a pas repéré de diminution, mais plutôt une augmentation de la fertilité entre 1961 et 1993. Même constat en Suède, où même si l'hypothèse d'une baisse de la fertilité *masculine* n'a pu être rejetée, on observe une diminution des risques d'hypofertilité du *couple* entre 1983 et 1993 (Akre *et al.* 1999).

La hausse du niveau d'éducation des populations est peut-être l'une des causes de l'augmentation perçue de la fertilité. En étant plus au fait de la mécanique reproductrice, les couples ont effectivement l'occasion de maximiser leur potentiel biologique, mais ils deviennent également plus impatients devant l'échec, ce qui peut entraîner une fausse perception d'infertilité (Barnhart 2006). Afin de bien surveiller la progression historique de la fertilité, William James (2007) propose d'utiliser les taux de gémellité comme indicateur de référence. L'idée se bute cependant à l'interférence des technologies de reproduction assistée (qui gonflent les taux de gémellité) et ne permet pas non plus d'isoler la part des deux conjoints dans la fertilité du couple. Car on ne peut exclure la possibilité que l'évolution de la fertilité de l'homme et de la femme aille dans des directions opposées, ce qui complexifie d'autant plus la chose (Barnhart 2006).

Reconnaissant les difficultés méthodologiques de l'analyse historique de la fertilité, un avis récent sur la question propose de ne pas limiter la surveillance aux caractéristiques spermatiques, mais de porter une attention plus grande à l'incidence grandissante des pathologies urologiques et endocriniennes (dont un faible niveau de testostérone), que l'on regroupe dorénavant sous l'appellation de syndrome de dysgénésie testiculaire (Bhasin 2007).

1.3.6.1 Des menaces bien réelles

Malgré l'incertitude, il reste néanmoins que plusieurs menaces à la fertilité des populations contemporaines ont été identifiées par la recherche. La pollution urbaine (De Rosa *et al.* 2003), la conduite automobile (Bujan *et al.* 2000), les phthalates présents

dans de nombreux plastiques (Hoppin 2003), la caféine (Schmid *et al.* 2007) et la cigarette (Kunzle *et al.* 2003) seraient parmi ces réalités de la vie moderne qui mettent en péril notre potentiel reproductif. La sédentarité et la mauvaise alimentation entraînent une progression alarmante de l'obésité, qui est elle-même un autre facteur d'infertilité (Sallmen *et al.* 2006; Ramlau-Hansen *et al.* 2007). Certains problèmes de fertilité masculine pourraient même avoir pour cause l'alimentation de la mère durant la grossesse. Des analyses de sperme auraient démontré que les jeunes hommes dont la mère avait consommé du bœuf aux hormones plus de sept fois par semaine avaient un sperme de 25 % en moyenne moins riche en spermatozoïdes que celui d'autres hommes dont les mères avaient suivi un régime moins riche en bœuf (Swan *et al.* 2007).

La perturbation des hormones en phase prénatale pourrait donc influencer sur le développement testiculaire de l'embryon. Si la consommation d'hormones par personne, ou plutôt par animal interposé, provoque un effet, qu'en est-il alors de l'utilisation prolongée de la pilule contraceptive avant la maternité? L'exposition intra-utérine à l'œstrogène et/ou à la progestine n'aurait vraisemblablement pas d'impact significatif sur la fertilité des hommes (Hemminki *et al.* 1999), en dépit d'un risque de malformation des organes génitaux trois fois supérieur chez ceux ayant été en contact avec le *diethylstilbestrol* (Distilbène), cette hormone interdite en 1971 en raison des graves répercussions sur le système reproducteur de la progéniture féminine (Wilcox *et al.* 1995). Néanmoins, les effets transgénérationnels des perturbateurs endocriniens (tel le fongicide très répandu *vinclozolin*) font toujours l'objet de préoccupations de la communauté scientifique (Eustache *et al.* 2003), surtout depuis que la transmission génétique des mutations encourues est prouvée (Anway *et al.* 2005; Chang *et al.* 2006). La démasculinisation de certaines espèces aquatiques exposées à des polluants environnementaux (Aravindakshan *et al.* 2004) suggère encore une fois la possibilité de séquelles chez les humains. L'issue du débat est lourde de conséquences, mais à l'heure actuelle l'hypothèse largement répandue de l'effet négatif des agents estrogéniques environnementaux sur la fertilité masculine (Toppari *et al.* 1996; Gupta 2000; Thayer & vom Saal 2002; Bhasin 2007) reste à être supportée par un corpus de preuves suffisamment étayé, du moins selon certains des auteurs les plus visibles du domaine (Fisch *et al.* 2000; Joffe 2003).

Les effets d'un usage intensif du téléphone portable sur la fertilité masculine font également l'objet d'un intérêt grandissant, bien que très récent, en recherche médicale. En observant 361 patients consultant pour des tests d'infertilité, on a constaté que l'usage du portable plus de quatre heures par jour diminuait d'un tiers la motilité et la viabilité des spermatozoïdes (Agarwal *et al.* 2007). Un effet significatif a été observé sur la santé des spermatozoïdes de rats exposés quotidiennement à six heures d'émission d'ondes de téléphones cellulaires (Yan *et al.* 2007), ce qui vient supporter des résultats antérieurs (Fejes *et al.* 2005; Aitken *et al.* 2005). Comme d'autres études plus anciennes n'avaient trouvé qu'un effet faible ou inexistant (voir Yan *et al.* 2007) et que les enjeux économiques sont colossaux, le débat sur la question est loin d'être clos.

Dans le futur, les technologies de procréation assistée, en contournant les lois de la sélection naturelle, contribueront probablement à transmettre un patrimoine génétique marqué par une plus faible fertilité (Price *et al.* 2007). On a estimé que si la moitié des hommes azoospermiques utilisaient la méthode ICSI (injection intracytoplasmique d'un spermatozoïde) pour concevoir, l'incidence d'infertilité masculine doublerait en sept générations (Faddy *et al.* 2001). Difficile de ne pas voir poindre une certaine dose d'eugénisme dans cette hypothèse, pourtant la question demeure. Dans le même ordre d'idées, des auteurs ont suggéré que la faible fécondité des sociétés modernes entraînera probablement le même phénomène, car une moins grande proportion de la population y sera issue de couples hautement féconds, amenuisant d'autant plus le principe de sélection naturelle positive (Czeizel et Rothman 2002).

Même si, en raison des limites inhérentes aux données du passé, nous ne pourrions très probablement jamais présenter la preuve irréfutable d'une baisse séculaire de la fertilité (Olsen & Rachootin 2003), de multiples indices suggèrent que la santé reproductive s'est détériorée dans les dernières décennies, ou qu'elle est à tout le moins confrontée à de multiples menaces (Swan *et al.* 2000; Aitken *et al.* 2004; Skakkebak *et al.* 2006). Malheureusement, l'âge ne peut logiquement qu'augmenter la durée d'exposition aux divers risques et multiplier l'effet du vieillissement. En France, l'inquiétude des scientifiques s'est manifestée tangiblement l'an dernier avec la mise en place d'un Observatoire épidémiologique de la fertilité, un projet conjoint de l'INSERM (Institut national de la santé et de la recherche médicale), de l'Institut national de veille

sanitaire et de l'Université de Copenhague qui se concentrera tout particulièrement sur la menace des perturbateurs endocriniens.

Cette baisse séculaire de la fertilité masculine – si elle est avérée – ne serait pas géographiquement uniforme, tel que l'on pourrait s'y attendre en raison de ses causes principalement environnementales (Fisch & Goluboff 1996; Paulsen *et al.* 1996; Swan *et al.* 2000). Impossible donc de généraliser à toute l'espèce humaine contemporaine, ni de présupposer du caractère linéaire et irréversible du phénomène. Les variations régionales de la fertilité seraient aussi en partie dues à la composition génétique des populations (Juil *et al.* 1999); ainsi, l'effet de l'âge pourrait ne pas être identique pour tous les êtres humains. Nous pouvons donc en conclure que l'utilisation d'un échantillon de population historique n'amoindrit pas le potentiel d'inférence par rapport à une population contemporaine; au contraire, l'effet pur de l'âge risque d'y être plus clairement isolé, étant moins perturbé par la « toxicité » des modes de vie actuelles.

Globalement, on constate que ces quelques études n'ont jamais réellement réussi à mesurer précisément la cadence du déclin des facultés reproductrices de l'homme, parfois en raison d'erreurs méthodologiques, mais plus souvent en raison des limitations quantitatives et qualitatives des populations ou échantillons étudiés. D'un côté, la démographie ne s'y intéresse que trop rarement et d'une manière auxiliaire lorsque c'est le cas, de l'autre, la médecine peine à trouver des échantillons de population adéquats et non biaisés, particulièrement depuis la diffusion massive de la contraception. La synthèse des connaissances actuelles nous permet néanmoins de poser l'hypothèse d'un déclin significatif des capacités reproductrices à mesure que l'homme vieillit, déclin qui se conjugue à celui autrement plus important de la fertilité de l'épouse et, notamment, à l'effet de la durée de l'union. Comme les expériences en fécondité assistée nous suggèrent que le déclin de *fécondabilité* de la semence est probablement peu significatif ou même nul, nous pouvons aussi poser la sous-hypothèse que le déclin de la *fertilité* masculine serait principalement attribuable à celui de la *vitalité sexuelle*, et que ces deux derniers aspects suivraient par conséquent des tendances à la baisse relativement similaires.

Tout cela nous démontrent la nécessité d'un échantillon de population en fécondité naturelle profitant de conditions de vie favorables à la fécondité, avec un bon écart d'âge entre les conjoints. Pour bien extraire l'effet de l'âge indépendamment des autres variables, la taille des effectifs doit être assez importante pour permettre une segmentation de toutes les classes d'âge. Le *Registre de la population du Québec ancien* (RPQA), qui répond à tous ces critères, nous offre ainsi une opportunité de contribution majeure à l'avancement du débat sur l'âge du père. Analysons donc dès maintenant les données sur lesquelles portera notre étude.

CHAPITRE 2 : Données

2.1.1 Source des données

Le *Registre de la population du Québec ancien* (RPQA) fut initié en 1966 avec la fondation du *Programme de recherche en démographie historique* (PRDH), sous l'impulsion de Jacques Légaré et Hubert Charbonneau, eux-mêmes influencés par Louis Henry, père fondateur de la démographie historique francophone (Charbonneau 1995; Rosental 2003). Profitant de la très bonne conservation des registres paroissiaux depuis les tout premiers débuts de la colonie⁴, le PRDH a progressivement constitué le registre de population, pour en faire aujourd'hui l'un des plus complets qui soient avec un taux de couverture d'environ 95 % d'une population entière. Dès 1678, les curés doivent tenir un double des registres du presbytère et les remettre au greffe de l'autorité civile (LaRose 1980), ce qui élimine d'autant plus les omissions d'actes dans la reconstitution.

Cette tâche colossale a d'abord débuté avec la saisie du recensement de 1666, tandis que le fichier longitudinal de population s'est graduellement construit à partir de 1969 avec la transcription des registres paroissiaux sur support informatique, qui permit ensuite l'identification et la reconstitution des familles dans une base de données relationnelle. À l'heure actuelle, les familles sont systématiquement répertoriées jusqu'à 1779, mais la majeure partie du travail de jumelage est complétée jusqu'à 1799. Les sépultures des individus âgés de 50 ans et plus situées entre 1800 et 1850 ont également été ajoutées et jumelées récemment, ce qui permet l'observation du cycle de vie complet de tous les individus nés avant 1750 et mariés avant 1800. Le **tableau 2.1** résume bien l'état actuel du RPQA :

Tableau 2.1 : Contenu du RPQA en date du 1^{er} mars 2008

| | | |
|---|------------------|---|
| | 427 779 | Baptêmes (1621-1799) |
| | 215 777 | Sépulture (1621-1850) |
| + | 74 507 | Actes de mariage (ou contrats de mariage) (1621-1799) |
| | 37 873 | Autres (abjuration, confirmation, départ, entrée en religion, contrat d'engagement pour un voyage dans l'Ouest, acte relatif à la traite des fourrures, hospitalisation, liste d'immigrants, apparition quelconque, recensement, témoignage de liberté au mariage, arrivée, naturalisation, réhabilitation de mariage, annulation de mariage) |
| | 755 936 | Actes (tous les types) |
| | 3 385 301 | Mentions d'individus au total |

⁴ Pour l'inventaire complet des registres, voir Bélanger et Landry (1990). La description détaillée des règles et des usages concernant la tenue des registres est disponible dans l'ouvrage d'André LaRose (1980).

2.1.2 Types d'échantillon

Ces actes ont permis une reconstitution généalogique qui met à notre disposition 39 270 unions célébrées sur le territoire du Québec ancien dont nous connaissons la date du mariage ou du contrat notarié, située entre 1621 et 1774. Ces familles, desquelles nous enlèverons celles dont nous ne connaissons pas l'âge ou le décès d'un des conjoints, constitueront la base d'un échantillon nous assurant l'observation continue, d'une durée minimale de cinq ans, de l'exposition au risque de procréer. La fécondité mesurée par période de cinq ans est un concept fréquemment employé dans la littérature démographique (Mineau & Trussell 1982; Henry & Blum 1988; Singer & Willett 2003; Schoumaker 2004). Cette durée minimale est nécessaire pour bien mesurer la fécondité en utilisant le nombre de naissances observées par période quinquennale, bien que la régression de Poisson que nous utiliserons permette aussi de spécifier une durée d'exposition tronquée. Une période plus courte, par exemple une année, serait trop fortement influencée par l'occurrence d'une naissance l'année précédente, ce qui mettrait à mal l'hypothèse d'indépendance entre les observations de la variable expliquée. Le **tableau 2.2** énumère les causes d'exclusions de couples de notre fichiers de population, soit lorsque l'âge ou le décès sont inconnus, auxquels s'ajoutent les cas de vie féconde inférieure à 5 ans, lorsque interrompue par un décès ou le cinquantième anniversaire de l'épouse (ménopause théorique) lors de mariage très tardifs. Environ 85 % des fiches de chacun des époux sont complètes, mais la conjugaison des deux proportions nous laisse 74 % des unions à exploiter sur les 39 270 disponibles.

Tableau 2.2 : Distribution des unions selon la cause d'exclusion

| | | Fiche de l'épouse | | | | | TOTAL | % |
|-------------------------|------------------|-------------------|------------|--------------|------------|-------------------|---------------|-------|
| | | Complète | Âge manque | Décès manque | Âge+Décès | Vie féconde <5ans | | |
| Fiche de l'époux | Complète | 29 097 | 40 | 1 739 | 115 | 2 360 | 33 351 | 84,9 |
| | Âge manque | 150 | 3 | 22 | 5 | .. | 180 | 0,5 |
| | Décès manque | 2 260 | 11 | 950 | 85 | .. | 3 306 | 8,4 |
| | Âge+Décès | 675 | 6 | 332 | 139 | .. | 1 152 | 2,9 |
| | Vie féconde<5ans | 1 080 | .. | .. | .. | 201 | 1 281 | 3,3 |
| | TOTAL | 33 262 | 60 | 3 043 | 344 | 2 561 | 39 270 | 100,0 |
| | % | 84,7 | 0,2 | 7,7 | 0,9 | 6,5 | 100,0 | |

Parmi les 2 360 unions exclus en vertu du critère de durée minimale du côté de l'épouse, 609 correspondent à de tels mariages tardifs après 45 ans (des remariages pour

la plupart). Il est à noter que ces dernières unions seront ponctuellement utilisées pour le calcul de la fécondité générale des hommes mariés (peu importe l'âge de l'épouse), car même si leur fécondité est pratiquement nulle, nous choisirons de considérer ces couples au dénominateur des hommes en situation de vie conjugale. Le **tableau 2.3** résume le nombre final de couples retenus dans le fichier « Fécondité5ans », ainsi que le nombre de périodes d'observation quinquennales que l'on peut en tirer. À noter que le nombre d'unions utilisables est maximisé en gardant certaines unions dont la date de décès d'un des conjoints manque, mais dont la survie de l'individu en question est confirmée par un remariage ou une apparition vivante ultérieure. On ne peut utiliser cependant les mentions en tant que père ou mère d'une naissance ultérieure, car cela induirait un biais qui favoriserait les individus les plus féconds.

Tableau 2.3 : Échantillon de familles pour l'observation par période quinquennale

| | |
|------------|--|
| 39 270 | unions célébrées et enregistrées entre 1621 et 1774 |
| - 10 173 | unions rejetées (décès manquant, âge inconnu, émigration, durée < 5 ans) |
| 29 097 | unions qui complètent au moins une période d'observation de 5 ans |
| 93 880 | périodes d'observation quinquennales complètes (femme <50 ans). |
| x <u>5</u> | |
| 469 400 | couples-années d'observation longitudinale |
| 16,13 | années de vie féconde par couple en moyenne |

La représentation des hommes âgés dans cet effectif de couples est de beaucoup supérieure à celle que l'on retrouve dans l'influente étude de Mineau et Trusell (1982). Seuls 86 hommes y étaient âgés de plus de 40 ans à leur mariage, comparativement à 1362 pour notre échantillon final, tous avec des femmes de moins de 30 ans. Ces mêmes couples fournissent 22 660 années d'exposition parmi les 469 400 dont nous disposons.

Un second type d'échantillon, portant sur les mêmes données, inclut l'ensemble des naissances dont l'intervalle génésique qui précède (ou le début d'union dans le cas de naissances de rang 1) commence avant 1775. Les intervalles qui commencent ou se terminent par une date dont le mois est inconnu sont exclus. Dans un même ordre d'idées, les premiers intervalles d'unions qui commencent exclusivement par un contrat notarié (par l'absence d'acte de mariage) sont aussi exclus, car ces contrats ne marquent pas aussi précisément la date du début de l'union. De même, les intervalles de moins de

huit mois révolus sont exclus, car ils sont soit le fait de conceptions pré-nuptiales pour les couples primipares (5,4 % des premiers intervalles), soit le fait de données aberrantes pour les intervalles suivants (0,034 % des intervalles calculables).

Comme la période historique de reconstitution des familles se termine au 1^{er} janvier 1780, nous aurions pu garder tous les intervalles débutant avant le 1^{er} janvier 1777 afin d'assurer une observation minimale de trois ans, seuil que l'on pourrait suggérer pour délimiter l'infécondité des couples. Ce critère suit le raisonnement selon lequel un intervalle de plus de 36 mois pourrait en réalité cacher une naissance manquante. Nous prenons cependant la décision de laisser une durée minimale de 5 ans, car nous utiliserons en parallèle le fichier de fécondité pour extraire les couples complètement stériles qui ne sont pas présents par définition dans le fichier d'intervalles. Comme ce fichier exige une durée d'union minimale de 5 ans pour que celle-ci soit incluse dans l'observation, nous garderons ce barème par souci de continuité. Il est à noter que ces couples stériles ne seront seulement utilisés que dans l'analyse du premier intervalle.

Ce deuxième échantillon pour l'analyse distincte – et plus superficielle – que nous effectuerons sur les intervalles génésiques dispose ainsi de 200 164 intervalles, dont 29 617 protogénésiques, en plus de 1 744 couples qui resteront sans enfants. Le tableau A.14 en annexe fait le survol des raisons d'exclusion de certaines intervalles de naissances. On y apprend qu'environ 90 % des intervalles sont exploitables dans les analyses, soit 85 % pour les intervalles protogénésiques et jusqu'à 95 % pour les intervalles de très haute parité. Les quantités d'intervalles utilisées seront cependant moindres si nous excluons des épouses au-delà d'un âge maximal.

Il est à noter que les deux types d'échantillon tirés de cette population ne concernent pas exactement les mêmes individus. Contrairement au fichier d'intervalles, le fichier « Fécondité5ans » offre l'avantage d'inclure tous les enfants possédant une date de naissance imprécise (estimée par l'année seulement), tandis que les couples dont la durée est inconnue sont représentés uniquement dans le fichier d'intervalles.

2.1.3 Qualité et spécificité des données

Nous avons plus tôt évoqué que la principale qualité de notre échantillon réside dans le caractère indéniablement « naturel » de sa fécondité. Aucune autre population historique des 17^e et 18^e siècles, en plus d'être aussi exhaustivement reconstituée, n'a vécu dans un régime où les possibilités biologiques de procréation ont été aussi fortement maximisées. Les impressionnantes statistiques de naissances nous le confirment d'emblée : dans la période 1660-1719, le taux de fécondité légitime total atteint 11,97 enfants par femme (Larsen & Desjardins 1997).

Pour bien mesurer la qualité des données que l'on peut tirer du *Registre de la population du Québec ancien*, il faut garder en tête qu'elles sont le fait d'une société où les consciences sont gouvernées par une institution religieuse solidement arrimée à la culture. Ce détail est important, car le recours à des données tirées des registres de l'Église catholique présuppose que nous ayons une confiance suffisante en la validité des déclarations sur les actes de baptême, particulièrement si nous nous intéressons à la paternité. Il faut avoir l'assurance que les données enregistrées correspondaient réellement à la réalité conjugale d'autrefois, pour éviter notamment les fausses paternités. Difficile en effet de mentir sur l'identité de la mère, à l'inverse du père dont la véracité de la filiation biologique ne repose en bout de ligne que sur la parole de la mère⁵. Lorsque nous sommes en présence de couples avec de fortes différences d'âge comme ici, d'aucuns pourraient se demander si l'entente sexuelle des partenaires ne pourrait pas s'en trouver affaiblie, situation qui poserait alors un risque accru d'adultère. D'un point de vue contemporain, ce problème nous apparaîtra très sérieux si l'on se réfère à l'échelle de valeurs actuelle, mais cette vision témoignerait d'un chronocentrisme primaire qu'il faut tâcher d'éviter.

Contrairement à ce que les travaux de Séguin (1972) sur la « vie libertine » en Nouvelle-France pourraient donner comme impression, la vaste majorité des sources nous permettent de statuer que l'omniprésence de la religion dans la vie des anciens

⁵ Les études sur la fausse paternité ne sont évidemment pas légion, quoique les analyses d'ADN permettent aujourd'hui certaines estimations. Les résultats actuels suggèrent une grande variabilité interpopulation du phénomène. À ce sujet voir Coleman (1996 : p. 47).

Québécois et la petite taille des communautés rurales assuraient une régulation sans égal des mœurs sexuelles d'antan (voir à ce sujet Gagnon 1990). Selon McQuillan (2004), nulle part ailleurs une institution religieuse n'en serait venue à exercer une influence durable aussi importante (« *unparalleled influence* ») sur la fécondité d'une population, pas même en Irlande ou dans les sociétés musulmanes. Les travaux de Jean-Louis Flandrin (1970; 1975; 1981 et 1984) et François Lebrun (1985) ont largement approfondi les spécificités de cette doctrine catholique sous l'Ancien Régime français et, plus près de nous, l'examen de la correspondance entre curés et évêques au sujet de la confession sacramentelle (Gagnon 1990) nous confirme l'orientation hautement nataliste de la société québécoise ancienne.

La vérification démographique de cette hypothèse n'est certes pas une vérité absolue, certains événements illicites étant logiquement absents des registres, mais les travaux antérieurs sur les données du PRDH (Paquette et Bates 1986; Bates 1986) nous confirment un certain « consensus social vis-à-vis du neuvième commandement » : 7,2 % de conceptions pré-nuptiales au début du 18^e siècle (4,5 % durant le 17^e) et 1,25 % de naissances illégitimes pour l'ensemble de la colonie avant 1730. Notre analyse des données jusqu'à 1780 révèle que les taux de conception pré-nuptiale restent ensuite entre 7 et 9 %. Si la possibilité d'adultère féminin est le principal enjeu concernant la qualité de nos données, rassurons-nous en sachant que seules 38 des 749 naissances illégitimes d'avant 1730 sont le fait de femmes mariées, sur un total de 59 741 naissances (Paquette et Bates 1986). Le folklore populaire a souvent attribué aux Filles du Roi une réputation de frivolité; cependant, la mise à l'épreuve des faits nous laisse avec des conclusions beaucoup plus terre à terre (Landry 1991).

Si la fécondité est totalement naturelle ou presque, il y a néanmoins quelques limitations temporelles des relations sexuelles liées aux fêtes religieuses (carême, advent, etc.) ou aux états physiologiques de la femme : règles, grossesses, allaitement. Bien qu'on ait déjà estimé que le couple du Moyen-Âge ne disposait ainsi que de 50 jours « autorisés » ou même moins pendant l'année (Flandrin 1983), l'habitant canadien ne risquait pas la damnation éternelle pour la transgression de ces tabous. Il s'agit en effet d'un pêché relativement banal pour les confesseurs de l'époque, beaucoup moins grave du moins que le « sacrifice » de la semence par « pollution volontaire » (masturbation)

ou par coït interrompu (Gagnon 1990). La technique du retrait préventif est certes connue depuis des temps immémoriaux et on l'utilisa peut-être en Nouvelle-France comme en Europe durant les périodes d'allaitement, de peur de contaminer le lait maternel (Santow 1995), mais il est peu probable qu'on eut recours au « vice italien » pour limiter les naissances, sauf peut-être dans une infime portion de l'élite urbaine.

La population étudiée ici vivait dans la plus totale ignorance des mécanismes de la reproduction : bien que les « poisons de stérilité » apparaissent occasionnellement dans la littérature depuis l'Égypte ancienne au moins, les ovaires et leur fonctionnement n'ont été découverts qu'en 1768, les périodes stériles du cycle féminin en 1875, tandis que la méthode Ogino-Knauss n'est développée que dans les années 1920 (Grémion et Touzard 2006). La fréquence des rapports sexuels sur l'ensemble du cycle menstruel serait donc une variable que nous aurions idéalement aimé pouvoir intégrer à l'analyse, car en l'absence d'une connaissance du moment de l'ovulation, la fréquence des rapports influe directement sur la probabilité de concevoir (Stanford & Dunson 2007; Handelsman 2002). Comme il s'agit évidemment d'une donnée dont nous ne disposons pas, cette dimension ne peut être contrôlée dans notre analyse. On peut toutefois poser l'hypothèse que la diminution de la vigueur sexuelle va de pair avec la capacité effective de procréer (Schill 2001), ce qui tendrait à rendre cette variable non observée relativement facultative, spécialement si la dimension que nous voulons mesurer est la fertilité et non la fécondabilité. Comme le coït complet est théoriquement à l'époque le seul moyen pour soulager les pulsions sexuelles, on peut alors supposer que la quasi-totalité de cette énergie se reflète dans la procréation. Dans cette société, on croit non seulement que l'enfant risque des malformations congénitales s'il ne bénéficie pas de la totalité de la semence paternelle, mais on juge en plus que tout type d'évitement de la grossesse s'apparente à un avortement ou un infanticide (Grémion & Touzard 2006).

D'aucuns pourraient également se demander si les couples présents dans l'échantillon sont réellement soumis au risque de procréer durant tout leur vivant. L'occupation professionnelle du mari peut en effet amener l'homme à s'absenter pour de longs moments, particulièrement si l'attrait des grands espaces est fort sur lui en ces temps d'exploration. Il faut cependant savoir que les « coureurs des bois » étaient souvent des célibataires et que nous ne considérons ici que les couples mariés, pour qui

la mise en valeur d'une terre et l'établissement d'un foyer familial exigent une sédentarité relativement élevée de la part des deux conjoints. Il est probable cependant que certaines familles auront vu leur fécondité diminuée par une séparation temporaire, mais celle-ci sera rarement significative dans une période d'observation de 5 ans. En fait, une étude portant sur la partie plus ancienne de notre échantillon avait plutôt décelé une fécondité supérieure chez les « voyageurs » de métier mariés, dont on sait qu'au moins le tiers continuèrent leurs périples de chasse après leur mise en union (Charbonneau *et al.* 1978).

Finalement, mentionnons que les couples sélectionnés sont exclusivement ceux dont le mariage est célébré sur le sol québécois (l'immense majorité des immigrants arrivent célibataires), ainsi ils revêtent pratiquement toutes les caractéristiques d'une population fermée car leur taux d'émigration est aussi très faible. Les problèmes de sortie d'observation par émigration sont en fait totalement contournés par l'exclusion des couples dont il manque la date du décès d'un ou des conjoints.

2.1.4 Limites des données

Si la qualité de nos données est incontestablement inégale, certaines caractéristiques des individus de l'échantillon pourraient toutefois nuire au potentiel d'inférence de nos résultats. La mortalité, et particulièrement celle en début de vie, étant à l'époque de la Nouvelle-France beaucoup plus forte que maintenant, on peut raisonnablement se questionner sur la présence d'une forte sélection naturelle de ces hommes qui survécurent assez longtemps pour procréer à des âges réellement avancés. Les hommes âgés de l'époque sont-ils des cas d'exception, non représentatifs de ce que nous pourrions observer chez leurs congénères actuels? Cette question rappelle la problématique d'une éventuelle baisse séculaire de la fertilité à tout âge, que nous évoquions dans le chapitre précédent et qui pourrait nuire à la comparabilité de nos données. Nous répondions alors qu'aucune population, historique ou contemporaine, n'est parfaitement comparable à une autre. Cela tient également pour la présente préoccupation, qui se dissipe d'autant plus lorsque nous comparons les espérances de vie à 50 ans de l'époque et celles de maintenant. Une fois la cruelle ponction de la mortalité

infantile et accidentelle éliminée, la différence est évidemment moins grande que pour l'espérance de vie à la naissance. Des tables de mortalité préliminaires ont déjà été calculées pour les générations 1621 à 1719 de notre population, et l'espérance de vie à 50 ans y est d'environ 20 ans (PRDH 2005), comparativement à 30 ans de nos jours (ISQ 2007). Ainsi, on peut supposer que l'état de santé globale des hommes âgés de l'époque n'était peut-être pas si différent de celui d'aujourd'hui. Il s'agit à tout le moins d'hommes dont la bonne santé fut prouvée, ce qui n'est pas nécessairement un désavantage méthodologique. La dynamique entre fécondité d'une part et santé/longévité de l'autre mérite à elle seule de plus amples recherches, où il sera laborieux de rendre compte de la forte endogénéité de la relation. Si les auteurs observent très clairement qu'une paternité ou une maternité tardive est associée à une longévité accrue (Smith *et al.* 2002; Yi & Vaupel 2004; Gagnon *et al.* 2005), il est cependant difficile de distinguer le sens dans lequel cette relation se joue : la présence d'enfants peut améliorer la qualité de vie durant la vieillesse, mais une meilleure santé augmentera aussi la probabilité de paternité tardive.

Parmi ceux qui survivent, il y a ceux – nombreux dans notre échantillon – qui se remarient avec des femmes suffisamment jeunes pour avoir la possibilité de procréer de nouveau. On peut alors se demander si une certaine sélection *sociale* ne s'opère pas également sur ces hommes qui peuvent se permettre un second mariage (Davis 1998). Selon l'historien Pierre Chaunu, « *les grands écarts d'âge au profit de l'homme sont une des caractéristiques du mariage des dominants* » (Chaunu 1970: p. 204) et cela semble se vérifier en Nouvelle-France, à tout le moins dans la ville de Québec où les officiers militaires et civils sont 8,3 ans plus vieux que leurs épouses (premiers mariages seulement), contre 4,7 ans pour les artisans de la construction (Gauvreau 1987). Si, comme dans la plupart des sociétés, la corrélation positive entre richesse et santé s'observe aussi dans notre population, les hommes des classes supérieures pourraient éventuellement profiter d'une meilleure longévité reproductrice. Au surplus, les hommes plus riches auraient-ils également la possibilité de marier des femmes plus attirantes, donc plus fécondes? Il s'agit là d'une théorie récurrente de l'anthropologie

évolutionniste (homme dominant \Rightarrow femmes attirante)⁶ que la recherche en biologie (femme attirante \Rightarrow fertilité supérieure) tendrait à supporter (Jasińska *et al.* 2004). Le cas échéant, cela aurait pour effet de biaiser la fertilité apparente des vieux époux vers le haut.

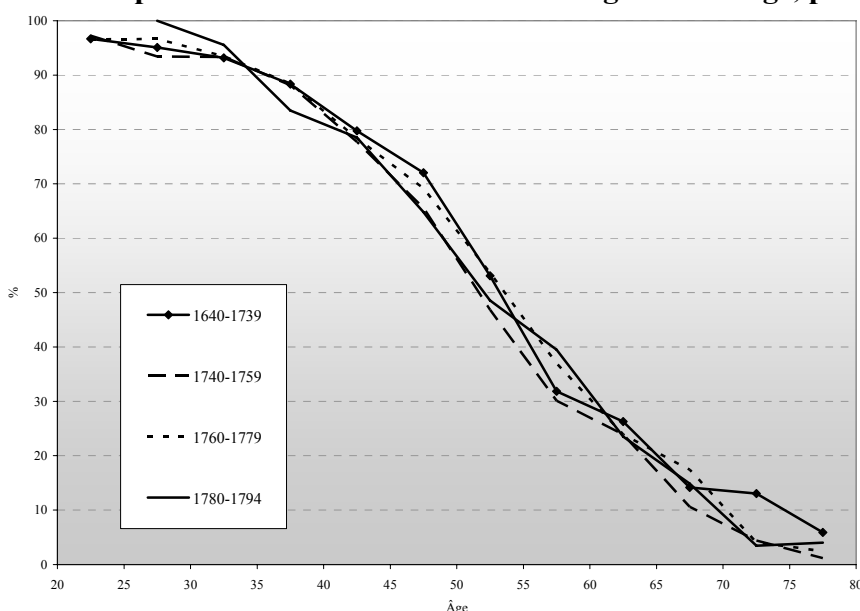
Si nous acceptons la thèse de Clark & Hamilton (2005) qui soutient que, « [...] *in land abundant New France, where population was growing rapidly, reproductive success was independent of income* », les inquiétudes quant à ce problème de sélection s'amointrissent cependant. La vie conjugale en Nouvelle-France n'est pas à la merci de l'économie, elle en est plutôt le moteur et le fondement même : le mariage est l'institution sacrée qui fournit la main-d'œuvre nécessaire au développement du pays.

2.1.4.1 Le remariage des veufs

L'importance des unions issues d'un second mariage justifie qu'on s'y attarde brièvement, même si elle mériterait à elle seule une enquête en profondeur. Pour nos besoins, il serait pertinent d'évaluer simplement la part de veufs remariés selon l'âge au veuvage dans notre population. Les techniques d'estimation de probabilité de remariage ne sont cependant pas des plus aisées, car il est nécessaire de prendre en considération plusieurs risques concurrents et corrélés (Smith *et al.* 1991). L'état de santé influence la probabilité de remariage et de décès, mais il est lui-même fortement influencé par le passage à l'état de viduité (Kaprio *et al.* 1987) et il se détériore ensuite d'année en année. Afin de ne pas entrer dans les complications méthodologiques superflues, nous simplifierons la question en ne retenant au dénominateur que les veufs ayant survécu au moins un an au décès de leur femme. La **figure 2.1** présente les proportions de veufs remariés selon l'âge durant quatre périodes historiques. On peut donc observer que l'incidence du remariage selon l'âge reste stable sur toute la période étudiée, et ce, à des niveaux très élevés : de 95 % avant 30 ans, il est encore de l'ordre de 60 % à 50 ans.

⁶ À ce sujet voir Jones *et al.* (1995); Singh (1993); Davis (1998); Pawłowski (2000); Buss (2003).

Figure 2.1 : Proportion de veufs remariés selon l'âge au veuvage, par période



Note : Veufs ayant survécu à leur épouse au moins 12 mois. L'observation des mariages s'arrêtant en 1800, seuls les hommes devenant veufs avant 1795 sont retenus pour laisser une durée potentielle d'exposition au risque de remariage de 5 ans. Les jeunes veufs de la période 1780-1794 font l'objet d'un sous-dénombrement car l'échantillon se limite au mariage avant 1775 (voir tableau en **annexe iii**).

Le remariage tardif n'est donc pas le fait d'une petite minorité d'hommes favorisés; au contraire, il étonne par sa forte incidence et sa régularité historique. Cela concorde avec les résultats de Hamilton & Siow (1999) à partir des mêmes données : l'incidence de remariage des hommes de la noblesse ou bourgeoisie est à peine plus élevée que celle de l'ensemble (56 % contre 47 %). Le mariage étant prioritairement dédié à la procréation, on explique ainsi la plus faible propension au remariage des femmes âgées par leur statut différentiel en matière de fertilité (Pressat 1958; Richter 2003; Brun 2006). Les besoins en support familial, qu'exige une fratrie survivante nombreuse, sont un autre facteur qui pousse autant l'homme que la femme à chercher, bien que pour des raisons différentes, un nouveau partenaire. Notons qu'il est probable que cette nécessité domestique entraîne un certain degré de sélection envers les individus les plus féconds dans leur premier mariage, et potentiellement dans leur second. Les estimations de Hamilton et Siow (1999) sur la probabilité de remariage des hommes ne démontrent cependant aucun effet significatif de la variable « nombre d'enfants du premier mariage », tandis qu'elle diminue les chances de la femme.

Si la sommation de ces biais éventuels dans les données du RPQA est relativement négligeable d'emblée, on peut d'autant plus se conforter du fait qu'il n'existe probablement aucune autre population où ils seraient davantage minimisés. L'échantillon parfait pour une étude populationnelle de la fertilité masculine serait idéalement composé d'individus possédant des ressources illimitées et un accès quotidien à une partenaire fécondable, ce qui est toutefois bien éloigné du monde réel. Il y a certes le cas de Moulay Ismaël, troisième empereur alaouite du Maroc (1645-1727) à qui l'on attribue 1042 enfants, dont 525 fils et 342 filles avant l'âge de 58 ans (Mascie-Taylor 1996), mais son expérience est clairement inédite et l'histoire ne révèle pas précisément dans quelle mesure il diminua la cadence en fin de vie...

Ce qu'il faut surtout retenir au sujet des données en notre possession, c'est que la société québécoise des 17^e et 18^e siècles appliqua de façon on ne peut plus exemplaire la doctrine catholique de non-limitation des naissances, ce qui n'engendre certes pas le maximum biologique possible pour l'homme, mais qui est sûrement ce qui s'en rapproche le plus, à l'instar des communautés huttérites du début du 20^e siècle. L'exhaustivité de la reconstitution d'une population si ancienne est telle que l'on peut honnêtement affirmer qu'elle ne sera jamais dépassée, sinon que par elle-même, la poursuite du jumelage promettant un échantillon encore plus imposant.

Nous pouvons donc conclure que si la qualité des données de base atteint un seuil jusqu'ici inégalé, il est clair que la mise en valeur de celles-ci ne saurait attendre plus longtemps, en autant, bien sûr, qu'elle soit faite de manière appropriée. Bien qu'aucun modèle statistique ne puisse être parfaitement conforme à la réalité, il est de notre devoir d'en minimiser tous les biais possibles et d'énoncer les limites de ses spécifications. Voyons-les dès maintenant dans la prochaine partie du document, celle concernant la méthodologie.

CHAPITRE 3 : Méthodologie

Il va sans dire que le travail de reconstitution des familles requiert à lui seul une méthode de travail complexe et en constante évolution, suivant le rythme des innovations technologiques et de l'avancement de la saisie informatique. Basée sur les méthodes proposées par Michel Fleury et Louis Henry dans leur célèbre ouvrage de référence sur l'exploitation des registres paroissiaux (Fleury et Henry 1956), cette œuvre laborieuse a déjà fait l'objet de nombreux articles (Beauchamp *et al.* 1977; Desjardins 1998) et la méthodologie détaillée de toutes les étapes de la saisie et du jumelage de l'information est disponible dans une monographie intitulée *Du manuscrit à l'ordinateur* (PRDH 1980).

La migration vers un système de base de données relationnelle *SQL* a permis depuis quelques années d'améliorer grandement la productivité de l'étape du jumelage. L'accessibilité des données s'en trouve également augmentée de beaucoup, ce qui rend aujourd'hui possible l'exploitation aisée d'un échantillon de population de grande taille. L'assistance d'un informaticien fut cependant nécessaire pour générer les fichiers de données nécessaires à notre analyse, extraction qui fut faite en fonction des consignes correspondant aux critères de sélection mentionnés précédemment dans la partie concernant les données. La préparation des données, la suppression des observations incomplètes et le calcul des variables (âges, durées, etc.) furent réalisés à l'aide du logiciel SPSS[®], tandis que les régressions finales furent effectuées avec le logiciel STATA[®].

Fécondité par période *versus* intervalles des naissances

Tel que spécifié ci-devant, deux types d'échantillon distincts seront utilisés : le fichier « Intervalles » et le fichier « Fécondité5ans ». À chacun correspondra une méthodologie différente dans leur traitement multivarié, mais relativement semblable dans l'analyse bivariée. Ces échantillons seront utilisés pour créer deux fichiers de

travail comportant les variables énumérées plus loin. Bien qu'elles se penchent toutes deux sur une même réalité, l'analyse des intervalles est plus couramment associée à la mesure de la fécondabilité, tandis que le nombre de naissances par période se réfère davantage au concept de fécondité. Au final, nous pourrions établir laquelle des deux approches est la plus pertinente pour la résolution de notre problématique de recherche, après considération des caractéristiques de notre source de données.

3.1 Analyse bivariée

Nous commencerons d'abord l'analyse de nos données en sélectionnant des sous-échantillons que nous évaluerons par de simples analyses bivariées. Ces sous-échantillons seront par exemple limités aux seuls couples avec une femme de moins de 30 ans, à ceux ne dépassant pas cinq ans de durée d'union ou à ceux affichant certaines caractéristiques communes qui permettent de mieux isoler l'effet de l'âge du père. Tant dans le fichier « Fécondité5ans » que dans le fichier « Intervalles », une brève analyse des valeurs moyennes selon différents groupes d'âge sera effectuée, à commencer par leur évolution historique.

3.2 Régression multivariée

Comme nous venons de le voir, l'influence de l'âge de la mère sur la fécondité du couple est l'élément le plus important à contrôler lorsque l'âge du père est la dimension à isoler. En présence d'un nombre d'observations aussi grand que le nôtre, la possibilité qui nous est offerte de limiter l'échantillon aux couples avec jeune femme (< 30 ans) nous a permis de prendre en compte cette exigence méthodologique à l'intérieur d'une analyse bivariée. Cependant, comme l'âge de l'homme et celui de la femme sont fortement corrélés, un grand nombre d'observations de la fécondité de l'homme aux âges avancés nous échappera si nous excluons les femmes plus âgées. Pour augmenter la puissance statistique de notre analyse et intégrer par le fait même d'autres facteurs qui pourraient influencer sur notre variable dépendante, la pertinence d'une analyse multivariée nous apparaît manifeste.

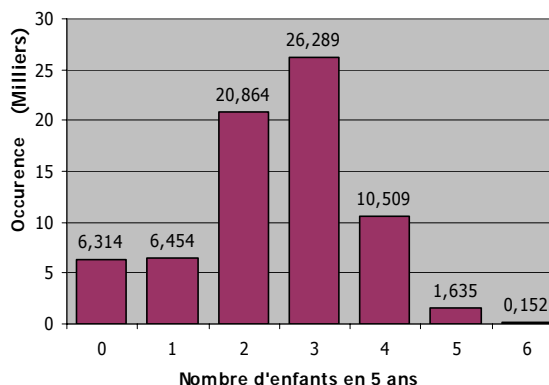
Par le nombre imposant de déterminants directs et indirects à la fécondité que nous avons pu observer dans notre revue de littérature, il est évident que la modélisation statistique des capacités reproductrices de l'être humain représente un exercice de simplification intensif. Après avoir d'abord été limités par la disponibilité des variables de la base de données, nous n'aurons d'autre choix que de tolérer certaines imperfections conceptuelles dans le modèle retenu, ce qui viendra gonfler la portion non expliquée de la relation étudiée. Les corrélations entre variables explicatives sont particulièrement visées ici, car nous sommes en présence d'un phénomène fortement lié au temps : âges des conjoints, parité et durée de l'union sont tous des variables qui évoluent en parallèle.

Les simplifications inhérentes au modèle proposé ici répondent également à un souci d'accessibilité technique. Il serait certes possible d'approfondir la dimension démométrique de nos modélisations, mais la pertinence et la précision n'en seraient probablement que peu augmentées comparativement à la lourdeur du texte. Pour des modèles plus complexes qui prennent par exemple en considération l'hétérogénéité, les cycles ovulatoires précis (lunaires) ou l'approche multi-niveaux, le lecteur pourra se référer à Larsen & Vaupel (1993), Larsen & Yan (2000; 2001) ou Wood *et al.* (1994).

3.2.1 Méthodologie pour le fichier « Fécondité5ans »

La régression linéaire fut d'abord envisagée comme méthode statistique à utiliser, mais c'est plutôt la régression de Poisson qui s'impose comme la technique appropriée pour ce type de données. Les précédents dans la littérature démographique sont nombreux, mais aucun n'a jamais intégré le facteur paternel dans une analyse de fécondité (Rodriguez & Cleland 1988; Winkelmann & Zimmermann 1994; Schoumaker 2004).

Figure 3.1 : Distribution de la variable dépendante du fichier « Fécondité5ans »



Notre variable dépendante, soit le nombre d'enfants nés par période de cinq ans, suit effectivement une distribution de Poisson, telle qu'illustrée par la **figure 3.1**, avec une moyenne de 2,4 et une variance de 1,407. La régression de Poisson est sans contredit la plus appropriée pour ce type de données issues d'un comptage dont la distribution suit relativement bien la loi normale.

Nous posons l'hypothèse que les niveaux de fécondité des périodes quinquennales successives d'un même couple sont indépendants les uns des autres, mais ces périodes seront néanmoins ordonnées selon leur rang dans notre modèle. En effet, l'absence totale de contraception élimine la possibilité, par exemple, qu'un couple se reproduise plus intensivement durant sa deuxième période de vie conjugale, après avoir reporté volontairement les grossesses de la première. Dans un contexte de fécondité contrôlée, l'utilisation de méthodes multi-niveaux s'imposerait. Notre approche « couples-périodes » pourrait être considérée comme une variante de celle des « personnes-périodes pour l'analyse des histoires génésiques » de Schoumaker (2004).

Dans une régression de Poisson sans *Offset* (qui est toujours égal à l'unité ici parce que nous n'utilisons que des périodes d'exposition complètes de cinq ans), on modélise le logarithme de la fécondité des couples (λ_i) comme le résultat d'une fonction linéaire de k variables explicatives affichant des coefficients β_k :

$$\ln \lambda_i = \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ki}$$

En renversant l'exponentielle de cette équation, on obtient :

$$\lambda_i = \exp \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ki} = \prod_{k=1}^K \exp(\beta_k x_{ki})$$

Ainsi, l'exponentielle du coefficient de régression (β_k) d'une variable explicative (x_k) exprime le *rapport* entre le taux de fécondité (\approx fertilité) des hommes pour lesquels la variable explicative a une valeur donnée et le taux de fécondité des hommes pour lesquels la variable a cette valeur moins une unité, toutes choses égales par ailleurs (d'après Schoumaker 2004). Comme la plupart de nos variables sont dichotomiques, l'exponentielle du coefficient sera égale au rapport (*incidence rate ratio*) entre le taux de

fécondité des hommes d'une catégorie et le taux de fécondité des hommes de la catégorie de référence (qui sera ici les hommes de 20 à 30 ans). Une explication plus complète de la régression de Poisson est disponible dans le **tableau A.3** de l'annexe.

Au final, l'objectif est donc de calculer une série de coefficients présentés sous forme de ratios du taux d'incidence (*incidence rate ratio*), ou taux relatifs, qui serviront à dessiner la courbe de la fertilité masculine selon l'âge, de manière semblable à celle retranscrite dans la première partie de ce document (de la Rochebrochard 2001), et ce, jusqu'aux âges les plus avancés possibles. Bien que nous ayons ici une régression portant sur des taux de *fécondité*, la prise en compte de multiples covariables nous permet d'isoler le plus distinctement possible l'effet de l'âge, ce qui nous rapproche davantage du concept biologique de *fertilité*. Il s'agira, à notre connaissance, de la première estimation de la fertilité masculine à partir de biographies génésiques qui prenne en compte non seulement l'effet de l'âge de la mère et de la durée de l'union, mais également celui de la mortalité infantile et d'autres variables intermédiaires.

3.2.2 Méthodologie pour le fichier « Intervalles »

Pour ce qui est de l'échantillon portant sur les intervalles génésiques, la méthode plus répandue de la régression linéaire multiple conviendra davantage que celle de Poisson, car la variable dépendante n'est pas un comptage discrétisé et sa distribution est beaucoup trop dispersée. On commencera par l'examen de l'intervalle protogénésique (entre mariage et première naissance), et ensuite des intervalles suivants, qui exigent une méthodologie plus complexe et statistiquement moins puissante en raison de l'influence plus directe de l'infécondabilité post-partum, du rôle plus déterminant de la fréquence des rapports sexuels ou même, par exemple, de l'effet des saisons (Nonaka *et al.* 1998).

Plusieurs études médicales utilisent l'échec des tentatives de grossesse (ou *failure to conceive*) après 12, 18 ou 24 mois comme variable dépendante d'une régression logistique. Nous opterons donc pour cette approche, mais uniquement pour les intervalles protogénésiques.

Il faut noter que l'analyse des intervalles est davantage à la merci des données manquantes ou imprécises. Si par exemple une naissance n'est estimée approximativement que par l'année (comme pour un individu sans baptême dont l'existence est connue par la suite et qu'un âge est cité au moins une fois), il nous sera impossible d'estimer un intervalle en mois. Ceux commençant ou finissant par une telle date de naissance imprécise (3,2 % des intervalles) seront donc exclus du fichier « Intervalles », tandis qu'ils pourront à l'inverse être attribués à l'une ou l'autre des périodes quinquennales du fichier « Fécondité5ans ».

3.3 Variables dépendantes

3.3.1 La fécondité par période quinquennale (Fichier « Fécondité5ans »)

Pour la variable dépendante du fichier d'observation de la fécondité par période quinquennale, nous compterons le nombre de naissances vivantes et légitimes qu'un couple aura eu durant les intervalles successifs de cinq ans suivant leur mariage. La délimitation des périodes d'observation quinquennales sera définie selon les dates précises d'anniversaire de mariage. En contravention à la consigne religieuse en vigueur à l'époque qui limite le rituel du baptême aux seuls nouveau-nés ayant manifesté signe de vie, il n'est pas impossible que certains *ondoiments*⁷ furent réalisés à l'époque sur des enfants mort-nés. Comme il nous est impossible de les distinguer, tous les ondoiments seront considérés comme des naissances vivantes.

Afin d'éliminer les conceptions pré-nuptiales de la première période de fécondité observée, mais aussi pour conserver autant que possible les enfants posthumes de la dernière, nous imputerons les naissances à leur période respective en fonction d'une date de conception approximative, soit sept mois de moins que la date de naissance. Le choix de sept et non neuf mois pourrait paraître contraire au bon sens, mais il permet une marge de tolérance pour les naissances prématurées, avec lesquelles l'âge paternel tardif serait d'ailleurs associé (Zhu *et al.* 2005b; Astolfi *et al.* 2006). Cela signifie concrètement que la période de 0 à 5 ans comptabilise les naissances situées entre 7 mois

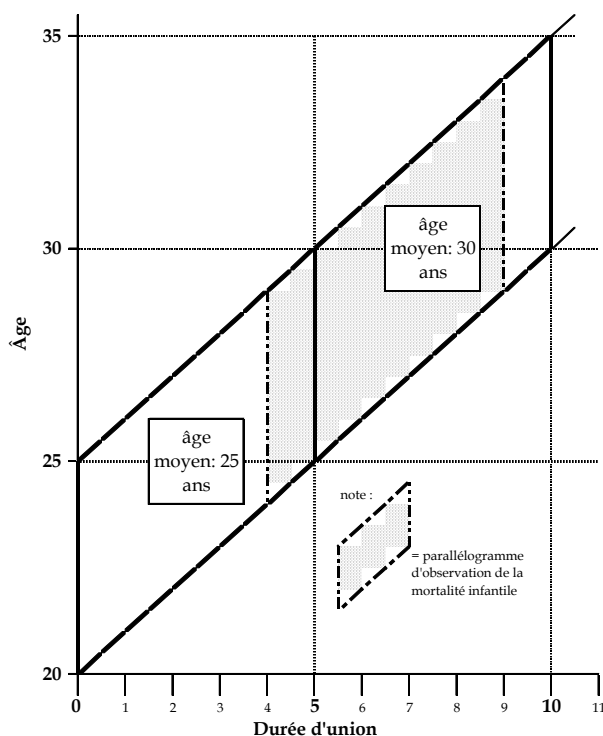
⁷ Baptême provisoire effectué en l'absence d'un prêtre, généralement par la sage-femme, lorsqu'un risque de mort imminente du nouveau-né est présent.

et 5 ans 7 mois de mariage, la période 5 à 10 couvrant les naissances situées entre 5 ans 7 mois et 10 ans 7 mois. Les dates de naissances estimées avec l'année seulement seront placées au 1^{er} juillet de l'année; lorsque le mois est disponible, la naissance sera approximée au 15^e jour dudit mois, en soustrayant toujours 7 mois pour se référer à la conception. L'utilisation des dates de conception aux dépens des dates de naissance offre également l'avantage de diminuer la surfécondité relative du premier cycle, qui bénéficie d'une période d'infécondabilité post-partum de moins que les cycles subséquents. Le lecteur pourra se référer à la **figure 3.2** pour situer sur un diagramme de Lexis les périodes d'observation des conceptions pour les couples qui se marient, par exemple, entre 20 et 25 ans.

Pour le calcul de notre variable dépendante, la question des naissances multiples est également matière à réflexion. Doit-on les compter comme une grossesse unique dans le total des conceptions de la période quinquennale? Si les grossesses gémellaires n'étaient que le fruit du hasard, ou si elles étaient au contraire attribuables à une forte fécondabilité féminine, nous pourrions répondre par l'affirmative. Une étude récente comparant les durées de conception (Ferrari *et al.* 2007) suggère que la gémellité est liée à une fécondabilité effectivement plus élevée du couple, à l'instar des théories de James (2007). L'influence du père n'y est cependant pas considérée séparément, contrairement à l'étude d'Asklund *et al.* (2007), basée sur des analyses de sperme, qui démontre une relation significative entre gémellité et qualité spermatique. Les grossesses multiples seront donc comptabilisées comme telles dans le total quinquennal, de manière à ce que leurs auteurs en récoltent le mérite en terme de fertilité.

Le diagramme de Lexis qui suit (*page suivante*) schématise la façon dont l'observation des naissances s'opère en fonction de la durée d'union et de l'âge des conjoints, pour les gens qui ont entre 20 et 25 ans le jour de leur mariage :

Figure 3.2 : Observation des naissances (conceptions) par périodes quinquennales d'âge et de durée d'union



*Note : L'observation de la mortalité infantile est expliquée en pages suivantes.

3.3.2 La durée des intervalles génésiques (Fichier « Intervalles »)

La variable dépendante de notre fichier « Intervalles » sera calculée (en mois) à partir soit de la date de mariage pour l'intervalle protogénésique, soit de la date de naissance de l'enfant précédent pour les autres intervalles. Les intervalles inférieurs à 8 mois et supérieurs à 180 mois (15 ans) sont exclus, cela nous permettant d'exclure les conceptions prénuptiales et certaines données aberrantes ou erronées. Pour les intervalles de parité supérieure à un, nous limiterons l'analyse aux intervalles qui débutent lorsque la mère a entre 20 et 35 ans et lorsque la durée de l'union ne dépasse pas 15 ans. Les naissances gémellaires ne compteront que pour un seul intervalle, mais seront annotées en conséquence.

Pour l'intervalle protogénésique, il sera nécessaire de créer des variables dichotomiques identifiant l'échec de conception après 6, 12 ou 24 mois, soit l'intervalle

observé moins une durée théorique de 9 mois pour la grossesse. Ainsi, nous pourrions effectuer des régressions de type logistique et permettre la comparaison directe des résultats avec les études contemporaines menées sur des délais de conception.

3.4 Variables explicatives

3.4.1 L'âge du père

En plus de l'âge paternel qui est bien sûr la variable explicative qui nous intéressera en priorité, notre modèle multivarié permet d'intégrer dans notre analyse statistique les autres facteurs qui contribuent à la fécondité du couple. Ainsi, nous pourrions mieux isoler l'influence stricte de l'âge du père, variable qui sera dichotomisée en classes d'âge quinquennales débutant à 15-19 ans, pour se terminer avec les 75 ans et plus. Précisons que c'est l'âge du père au milieu de la période de fécondité maritale qui servira de point de référence, à l'instar de l'âge de la mère qui subira un traitement identique. Étant donné que la structure de nos données reflète, en accord avec la littérature (Bledsoe *et al.* 2000: p. 6), une variance (ou hétérogénéité) croissante de la fertilité en fonction de l'âge, l'utilisation de classes d'âge dichotomiques permet de contourner le problème de l'hétéroscédasticité des résidus dans une régression. L'estimation de l'erreur sera alors différente pour chaque classe d'âge. La **figure 3.2** schématise plus clairement comment les âges sont imputés pour chaque période d'observation.

3.4.2 L'âge de la mère

Pour cette dernière variable, nous excluons les observations où elle affiche une valeur supérieure à 40 ans; ainsi, la forte dépression de la fécondité précédant la ménopause ne pourra fausser les coefficients obtenus pour l'âge du père. En effet, comme la corrélation entre l'âge des époux est loin d'être négligeable, le modèle multivarié ne saurait pas, malgré toutes ses qualités, isoler efficacement l'influence respective des époux si l'un des deux éliminait à lui seul (ou plutôt à elle seule) presque toute possibilité de conception. La limitation de l'échantillon selon l'âge de la femme

contribuera donc, par le fait même, à diminuer la multicollinéarité, néanmoins présente, de notre modèle. En effet, les hommes les plus âgés seront quand même plus fréquemment associés aux femmes de 35-39 ans qu'à celles de 20-24 ans, mais l'écart d'âge suffisant entre les conjoints permettra une précision satisfaisante pour mesurer l'effet de l'âge de l'homme (Goldman & Montgomery 1989). L'âge moyen à la dernière grossesse des femmes nées avant 1715 étant de 41,5 ans (Desjardins *et al.* 1994), nous n'excluons en fait qu'une faible minorité des périodes de vie minimalement fécondes. Comme la fertilité féminine n'est vraiment à son maximum qu'entre 20 et 29 ans (Wood 1989; Larsen & Desjardins 1997), nous évaluerons également la pertinence d'une variante encore plus restreinte du modèle, soit celle limitée à ces seules femmes dans la vingtaine.

3.4.3 La durée de l'union

La multicollinéarité est aussi une préoccupation pour la troisième variable explicative, soit la durée de l'union. Celle-ci, très simplement définie par le rang (1, 2, 4...7) de la période quinquennale de fécondité maritale (et par la durée d'union à la naissance de l'enfant précédent dans le fichier « Intervalles »), est effectivement corrélée aux deux autres variables de durée, soit l'âge de l'homme et de la femme. Réalité implacable que celle-ci : plus la durée de l'union est élevée, plus les époux sont âgés. Par les remariages plus fréquents chez eux, plusieurs hommes âgés vivront cependant dans une période de fécondité maritale peu avancée. Comme l'âge au *premier* mariage de l'homme est aussi plus dispersé que chez la femme, la corrélation est donc plus faible chez les premiers que chez les secondes. L'ajout de cette variable peut donc biaiser les coefficients de l'âge de la femme en s'accaparant une partie de son influence, mais nous pouvons espérer qu'elle augmente la précision des coefficients de l'homme. La présence de multicollinéarité (estimée selon le *variance inflation factor* : fonction « VIF » dans STATA) n'invalide pas nécessairement notre modèle, en autant qu'il ne s'agisse pas de multicollinéarité parfaite (Berry 1993, cité par Van Bavel 2003)

Nous avons vu au premier chapitre que la variable estimée *fertilité* était une conjonction de *sexualité* et *fécondabilité*, la seconde n'étant pas possible sans la

première. Si la durée de l'union pouvait être considérée comme une mesure proxy de la variable *sexualité*, nous pourrions alors isoler l'élément *fécondabilité*. Comme la durée de l'union ne peut seulement qu'expliquer – très partiellement du reste – la dimension contextuelle de la sexualité (intérêt envers le conjoint, fardeau familial), sans vraiment influencer sa dimension biologique (libido, dysfonction érectile), l'ajout de cette variable nous rapprochera certes de l'aspect physiologique de la fertilité, mais il ne permettra pas pour autant d'extraire des niveaux de fécondabilité, c'est-à-dire le pouvoir fécondant de la semence.

3.4.4 L'effet de la mortalité infantile

Il nous apparaît primordial de prendre en compte l'effet de la mortalité infantile sur la fécondité, que l'on sait être positif même en l'absence de contrôle des naissances (Preston 1978), principalement en raison de la réduction de la durée d'allaitement (Grummer-Strawn *et al.* 1998). Van Bavel (2004) souligne par conséquent l'importance de contrôler la mortalité infantile dans les analyses de biographie pour bien saisir l'effet éventuel de la parité nette (enfants nés - enfants morts), mais ce qui nous intéressera ici sera plutôt de mieux saisir le retour accéléré de la fécondabilité de la femme après un décès hâtif de la naissance précédente. Si la mortalité infantile était aléatoirement répartie selon l'âge du père, cette addition serait sûrement superflue dans notre régression. Comme nous l'avons vu précédemment dans la littérature médicale, nous avons de fortes raisons de croire que cette mortalité est positivement liée à l'âge du père (Wunsch & Gourbin 2002; de La Rochebrochard & Thonneau 2002), ce qui aurait pour effet de biaiser la fécondité vers le haut si nous n'en tenions pas compte.

Le fichier « Intervalles » est donc formaté de manière à pouvoir distinguer la mort prématurée de l'enfant précédent. La variable « MortalitéDuPrécédent » est dichotomique, séparée en 16 sous-variables qui représentent les 16 premiers mois de la vie de cet enfant précédent : elle est égale à 1 lorsque l'enfant est mort dans l'un de ces mois. Nous avons pu ainsi calculer l'effet de la mortalité infantile dans une régression effectuée sur les intervalles génésiques avec pour variable explicative la mortalité hâtive de l'enfant précédent, répartie selon le mois du décès après naissance (voir **tableau A.10**

en annexe). On y décèle clairement l'influence sur le raccourcissement de l'intervalle lorsque l'enfant précédent meurt avant 9 mois. Pour un décès dans le premier mois, l'enfant suivant naîtra près de 6 mois plus rapidement, tandis qu'il s'agirait d'un gain d'environ 3 mois lors d'un décès à 9 mois. L'effet de la mortalité infantile étant encore significatif jusqu'au 14^e mois, nous aurions pu utiliser ce seuil pour définir la variable expliquant la mortalité infantile dans notre modèle multivarié du fichier « Fécondité5ans », mais nous avons préféré l'établir à 6 mois pour être plus discriminant et s'assurer d'un réel effet sur la fécondité du cycle quinquennal. Ainsi, nous pouvons nous accorder avec les propos de Larsen & Desjardins (1997) qui évaluent à 6 mois la durée d'infécondabilité post-partum de cette population.

Pour le fichier « Fécondité5ans », nous avons donc créé pour chaque période une variable calculant la proportion d'enfants morts avant 6 mois. Comme la mortalité infantile de la dernière année d'une période de 5 ans aura plutôt un effet sur la fécondité de la période suivante, on ne comptabilisera pour la première durée de mariage que les décès avant 6 mois survenus entre 0 et 4 ans de durée, entre 4 et 9 ans de durée pour la deuxième période (5 à 10 ans), et ainsi de suite. La figure 3.2 représente dans un diagramme de Lexis (p. 52) l'observation de la mortalité infantile qui se rapporte à la durée 5 à 10 ans. La première période d'observation de la mortalité infantile (0 à 4 ans) porte sur une durée inférieure aux autres, mais cela n'est pas problématique puisque la variable est une proportion qui sert à estimer la sévérité de la mortalité. L'utilisation d'une proportion nous semble plus adéquate que le nombre brut d'enfants morts avant 6 mois, car cette dernière variable serait trop fortement corrélée au nombre total d'enfants nés dans la période. En effet, la probabilité qu'un enfant meurt avant 6 mois durant une période donnée est structurellement plus forte lorsque plusieurs enfants naissent durant cette période. Ainsi, une proportion de valeur « 1 » signifiera que tous les enfants de la période sont morts avant 6 mois, indépendamment du fait qu'ils aient été un, deux, trois ou quatre à naître durant cette période. De plus, la relation endogène de cette variable avec la variable expliquée est amoindrie du fait que le dénominateur du ratio n'est pas exactement le même que le nombre d'enfants conçus durant la période, car la période est décalée d'environ 1,5 an. Leur corrélation reste donc faible avec un coefficient de Pearson de 0,11, qui est néanmoins significatif. Lorsque ce dénominateur

est égal à zéro (aucun enfant né), nous remplacerons la valeur manquante par la moyenne.

3.4.5 Le milieu de vie

Même si la population étudiée est réputée être sous un régime de fécondité naturelle, il est probable que la fécondité des couples domiciliés en milieu urbain soit moindre que celle des ruraux, comme le suggèrent les travaux de Dillon sur la maternité tardive (Dillon 2007). À l'époque de la Nouvelle-France, seules deux villes correspondent réellement à un milieu de vie urbain, soit Québec et Montréal. Comme les couples peuvent changer de domicile au fil de leur vie féconde, il est difficile de créer une variable « rural/urbain » avec la structure de données de notre fichier « Fécondité5ans ». Nous compterons cependant comme urbains les couples dont le mariage ET le décès du premier conjoint se déroulent à Québec ou à Montréal. Pour le fichier « Intervalles », la tâche est plus simple car nous connaissons le lieu de la naissance qui clôt l'intervalle.

3.4.6 La parité

En régime de fécondité naturelle, on doit logiquement faire l'hypothèse d'une totale indépendance entre la fécondité du couple et le nombre d'enfants antérieurs du père, car cette fécondité naturelle est justement définie comme l'absence de limitation volontaire liée à la parité atteinte. À l'origine du concept, on présuma que le même principe s'appliquait également à la femme (Henry 1961), mais les résultats empiriques révélèrent une fécondité systématiquement inférieure aux parités plus élevées, même en l'absence de contrôle des naissances (Henry 1979). Comme l'explication initialement donnée à cette réalité résidait principalement dans la stérilité secondaire ou l'infertilité partielle résultant des grossesses répétées de la femme (Van Bavel 2003), la parité de la femme est une variable que nous pourrions être tentés d'intégrer dans notre analyse. Même si la fatigue physiologique de la femme est un phénomène bien réel, on remarque cependant dans bien des populations historiques qu'à durée de mariage et âge égaux, une parité plus élevée est positivement associée à la fécondité. Il s'avère donc que les

couples les plus féconds maintiennent ultérieurement leur cadence malgré les conséquences potentiellement néfastes des grossesses répétées. Ainsi, en contrôlant pour la durée, l'ajout de la parité dans notre modèle se trouverait plutôt à saisir l'influence des couples les plus féconds. Nous ne voudrions pas qu'une telle chose se produise, car les coefficients pour l'âge de l'homme s'en verraient injustement diminués. De plus, parité et durée d'union sont des variables si fortement corrélées l'une à l'autre qu'il sera préférable de n'en choisir qu'une, auquel cas nous préfererons la seconde.

3.4.7 Autres variables intermédiaires

Pour les deux sections de notre analyse, d'autres variables dites intermédiaires pourront être intégrées au modèle multivarié. Nous savons par expérience que les niveaux de fécondité des **périodes avant 1700** sont inférieurs à ceux observés durant les périodes subséquentes. Cela pourrait être dû à une moindre fécondité dans les faits, mais il est plus probable que des actes de baptêmes manquant dans les registres en soient la principale cause, ou encore une plus faible mortalité infantile. En conséquence, nous pourrions simplement créer une variable dichotomique nous informant de la situation chronologique de notre période d'observation. Notons cependant que la majorité de nos observations se trouve après 1700.

Comme la fécondité des Européennes de l'époque est plus faible que celle des Canadiennes et qu'une part de l'explication est très certainement biologique (de par l'alimentation, l'environnement), on pourrait supposer que la fertilité des immigrantes garderait la marque de leur séjour en des terres moins propices à la procréation. Nous vérifierons donc si le **statut d'immigrant** a une influence sur les femmes et nous examinerons l'équivalent chez les hommes dans le même élan.

Dans un même ordre d'idées, le passé de la femme, mais en ce qui a trait à sa précocité reproductive, pourrait avoir un effet sur sa fertilité subséquente. Une analyse effectuée sur la plus ancienne portion de notre échantillon suggère en effet une plus faible fertilité chez celles qui se sont mariées très jeunes (Charbonneau 1980). Nous prendrons donc cette hypothèse en considération en identifiant les **femmes mariées avant 18 ans**, que ce soit dans le mariage actuel ou précédent.

Pour le fichier des intervalles seulement, la **nature gémellaire** d'une naissance devra être prise en compte, tout comme le **statut d'ondoyé** de l'enfant à naître, car on peut supposer que les intervalles soient plus courts dans les deux cas. Le **sexe** de cet enfant qui clôt l'intervalle pourrait également influencer légèrement sur sa durée, car il semblerait que les garçons soient délivrés sensiblement plus tôt que les filles (Ingemarsson 2003; Vatten & Skjaerven 2004). Dans l'analyse de l'intervalle protogénésique, le **rang du mariage** pourrait être une autre variable pertinente car il nous est donné de croire, notamment, que l'expérience d'une première union pourrait influencer favorablement la fertilité de l'homme. Nous posons l'hypothèse que cet effet serait surtout significatif en début d'union, c'est pourquoi nous avons limité cette variable à l'analyse des intervalles protogénésiques.

Comme la variable à isoler concerne prioritairement l'homme, tout ce qui est externe à lui et qui pourrait contribuer à modifier le niveau de fertilité du couple devrait idéalement être pris en compte. Ainsi, il aurait peut-être été pertinent de contrôler pour une « hyperfertilité » génétique de la conjointe en utilisant la fécondité de la belle-mère (la mère de la conjointe) comme variable *proxy*; cependant, la complexité d'une telle opération par rapport à l'effet escompté nous incite à exclure cette option.

Comme nous pouvons le constater, c'est avec un cadre méthodologique relativement diversifié que nous comptons nous adapter aux différents types de données extraites de la base du RPQA. La pièce maîtresse de notre analyse sera définitivement l'analyse des périodes quinquennales de fécondité, suivie en ordre de pertinence et de présentation par l'analyse des intervalles protogénésiques, pour ensuite se terminer par l'analyse plus accessoire des intervalles de parité supérieure, surtout utile pour estimer l'effet de la mortalité infantile ou pour confirmer l'influence des variables dites « intermédiaires ». Les trois types d'unité de mesure feront d'abord l'objet d'analyses bivariées, mais c'est lors des analyses multivariées que nous pourrons maximiser la puissance statistique de nos données.

CHAPITRE 4 : Analyse des résultats

4.1 Résultats : analyse par période de fécondité

Le tableau 4.1 présente notre échantillon de période de fécondité regroupé par tranche d'âge de l'homme et de la femme en milieu de période. Nous retrouvons ici les 93 880 périodes d'observation avec des femmes de moins de 50 ans que nous évoquions dans le deuxième chapitre, en plus de 14 667 autres périodes en compagnie de femmes plus âgées réputées ménopausées. Même si la force de notre échantillon réside plus spécifiquement dans les 10 743 périodes où des hommes de plus de 40 ans vivent en couple avec des femmes de moins de 35 ans (en gris foncé dans le tableau 4.1), nous aurons besoin de tous les groupes d'âge féminins pour calculer la *fécondité observée* des hommes. Ne subsisteront ici que les périodes complètes de 5 ans où les deux conjoints sont vivants; ainsi, nous parlerons toujours de fécondité *légitime* et non pas *générale*.

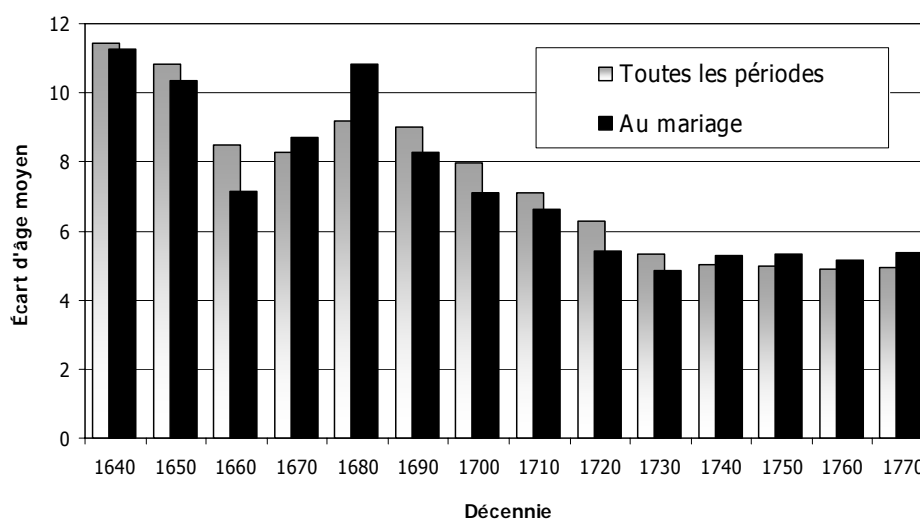
Tableau 4.1 : Effectifs par groupes d'âge de l'échantillon par période

| | | Âge de la mère | | | | | | | | | | 13-49 | Total | |
|-------------|-------|----------------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|---------|--------|
| | | 13-19 | 20-24 | 25-29 | 30-34 | 35-39 | 40-44 | 45-49 | 50-54 | 55-59 | 60-69 | | | 70+ |
| Âge du père | 17-19 | 11 | 17 | 8 | 4 | | | | | | | | 40 | 40 |
| | 20-24 | 752 | 2 508 | 943 | 249 | 110 | 30 | 5 | 5 | | | | 4 597 | 4 602 |
| | 25-29 | 1 679 | 6 677 | 4 761 | 1 559 | 513 | 187 | 52 | 38 | 6 | 4 | | 15 428 | 15 476 |
| | 30-34 | 879 | 4 305 | 7 014 | 4 380 | 1 441 | 534 | 175 | 78 | 24 | 10 | | 18 728 | 18 842 |
| | 35-39 | 316 | 1 813 | 4 207 | 5 854 | 3 566 | 1 178 | 460 | 181 | 55 | 27 | 4 | 17 394 | 17 661 |
| | 40-44 | 100 | 752 | 1 848 | 3 502 | 4 492 | 2 736 | 889 | 386 | 120 | 54 | 2 | 14 319 | 14 881 |
| | 45-49 | 38 | 289 | 813 | 1 598 | 2 751 | 3 392 | 2 039 | 690 | 264 | 108 | 13 | 10 920 | 11 995 |
| | 50-59 | 19 | 155 | 424 | 962 | 1 799 | 3 024 | 4 037 | 3 347 | 1 474 | 689 | 62 | 10 420 | 15 992 |
| | 60-69 | 1 | 23 | 64 | 129 | 259 | 501 | 858 | 1 505 | 1 839 | 1 786 | 180 | 1 835 | 7 145 |
| | 70+ | | 3 | 7 | 16 | 28 | 50 | 95 | 188 | 318 | 881 | 327 | 199 | 1 913 |
| Total | 3 795 | 16 542 | 20 091 | 18 253 | 14 959 | 11 632 | 8 610 | 6 418 | 4 100 | 3 559 | 588 | 93 880 | 108 547 | |

On peut remarquer dans le **tableau 4.1** que les effectifs sont systématiquement plus élevés en dessous de la diagonale d'équilibre des âges (en gris pâle), ce qui signifie que les maris sont généralement plus vieux que les épouses. En fait, 65,4 % des périodes d'observation concernent de tels couples, contre 24,7 % où les conjoints sont du même groupe d'âge et seulement 9,9 % où la femme est plus vieille. Les écarts d'âge ne sont

cependant pas constants tout au long de notre période d'observation, car ils sont le fruit d'un déséquilibre du marché matrimonial de la colonie naissante, où l'immigration majoritairement masculine exerce une forte pression pour un mariage précoce des jeunes filles. Ainsi, l'écart moyen passe de plus de 11 ans dans les années 1640 à environ 5 ans durant les dernières décennies, comme le présente la **figure 4.1**. L'écart d'âge se rétrécit durant la décennie 1660 en raison de l'arrivée des Filles du Roi, mais il remonte aussitôt que la gent féminine célibataire se raréfie, pour finalement se stabiliser lorsque le peuplement prend réellement son envol. Notez que le profil des écarts d'âge dans l'ensemble des périodes de vie conjugale fluctue beaucoup moins, en raison de l'inertie du nombre de couples qui poursuivent leur parcours dans le temps.

Figure 4.1 : Écart d'âge moyen entre époux, Québec, 1640-1779



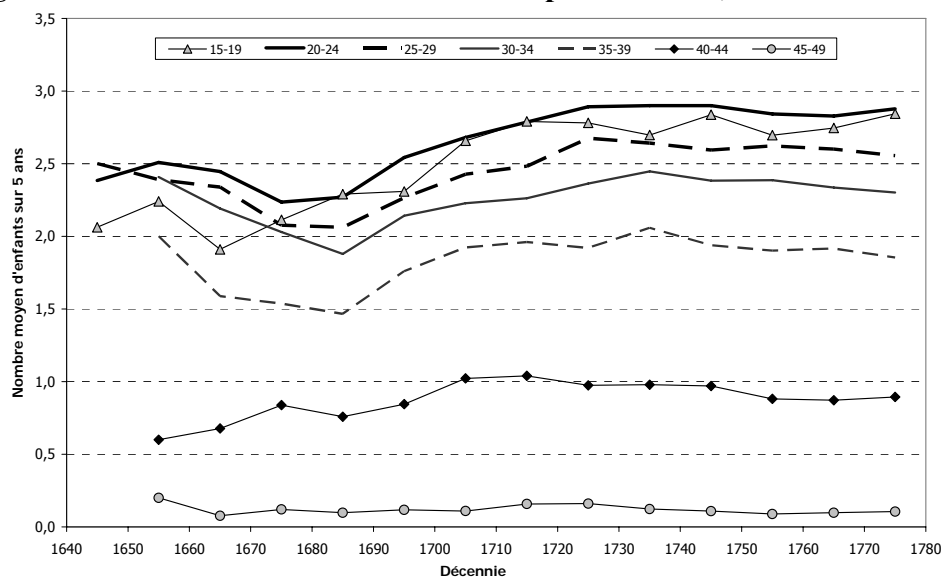
L'écart d'âge aidant à éliminer l'effet confondant de l'âge de la femme, voici donc une structure par âge des couples qui convient parfaitement à l'analyse que nous voulons exécuter sur le potentiel fécond des hommes âgés. Voyons alors sans plus tarder dans quelle mesure les premiers Québécois réussirent à transformer leurs unions en des familles souvent très populeuses, parfois incroyablement prolifiques.

4.1.1 Analyse bivariée

4.1.1.1 Évolution historique de la fécondité

Pour rapidement s'introduire à nos données et mieux envisager la vaste gamme d'analyses que nous pouvons en tirer, commençons par explorer l'évolution historique de la fécondité canadienne-française à partir de 1640 (moment où les effectifs commencent à être suffisamment importants), en poursuivant jusqu'à 1779, fin de notre reconstitution complète. Nous pourrions par le fait même analyser la consistance et la continuité chronologique des données, afin d'ajuster si nécessaire nos analyses ultérieures.

Figure 4.2 : Taux de fécondité des femmes par décennie, Québec 1640-1779



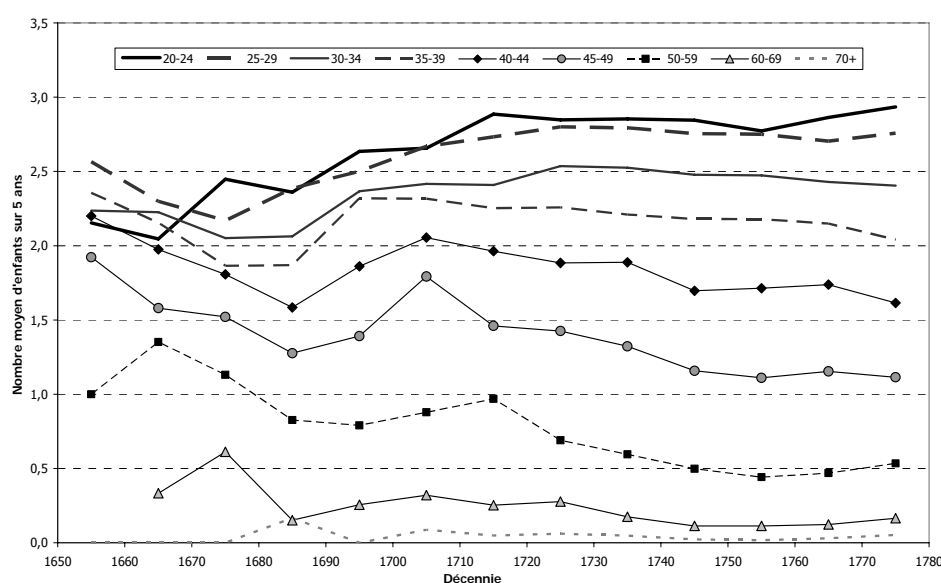
Note : Tableau de données avec les effectifs de chaque groupe d'âge disponible dans le **tableau A.11** de l'annexe.

Commençons notre examen avec le genre qui mérite sans contredit la première mention d'honneur quand il s'agit de fécondité : la femme. La **figure 4.2** sur les taux féminins par décennie souligne une relative stabilité des taux par âge, malgré des valeurs significativement plus faibles avant 1700. Tel qu'attendu, ce sont les femmes de 20-24 ans qui obtiennent systématiquement le plus grand nombre d'enfants par période de 5 ans, tous âges au mariage confondus : elles atteignent presque trois enfants en

moyenne dans l'époque tardive. Les 25-29 ans sont légèrement moins fécondes, tandis que les 15-19 ans oscillent constamment entre les deux, en suivant la même tendance historique que tous les groupes d'âge. Les plus âgées subissent sans surprise un déclin progressif, pour cesser toute activité féconde après 50 ans.

Lorsque nous nous tournons vers les hommes (**figure 4.3**), un portrait similaire nous attend, mais avec quelques groupes d'âge en plus, décennaux ceux-là, et des valeurs supérieures en regard des mêmes âges chez la femme. Par exemple, les hommes de 45-49 ans se maintiennent à environ 1,5 enfant, tandis que les femmes du même âge ne dépassent jamais 0,2 enfant par période de 5 ans.

Figure 4.3 : Taux de fécondité des hommes par décennie, Québec 1640-1779



Note : Tableau de données avec les effectifs de chaque groupe d'âge disponible dans le **tableau A.12** de l'annexe.

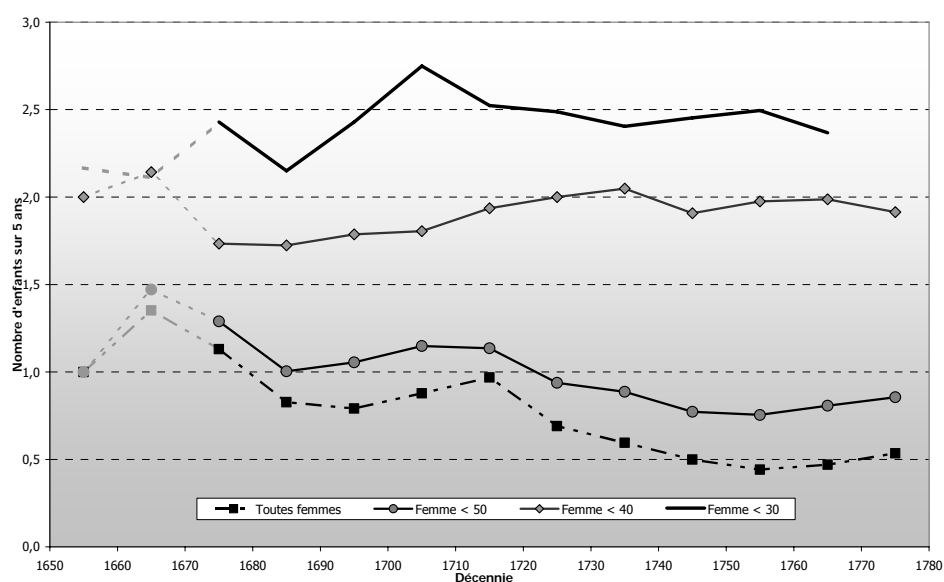
On distingue dans ce graphique la même tendance historique que chez les femmes : une hausse initiale qui se stabilise à partir de 1700 environ. Ainsi, nous sommes amenés à penser que l'utilisation de cette population en un seul bloc pourrait biaiser nos résultats. Les **tableaux A.11** et **A.12** en annexe nous dévoilent les données de base des deux figures précédentes en additionnant les valeurs de chaque groupe d'âge, produisant ainsi un indice synthétique de fécondité (ISF) légitime qui représente concrètement le nombre d'enfants qu'un homme ou une femme aura eu en demeurant

continuellement marié et vivant, de 15 à 50 ans pour les femmes, de 20 à 75 ans pour les hommes. On y apprend que la décennie 1680 est la plus creuse tant pour les femmes que pour les hommes : leur ISF légitime y est respectivement de 10,82 et 13,66 enfants par individu. Surprenamment, les valeurs maximales ne se retrouvent pas aux mêmes époques : l'ISF se hisse à 13,85 pour les femmes en 1730-39, mais c'est au tout début du siècle que les hommes atteignent pas moins de 16,39 enfants en moyenne, selon les taux par âge en vigueur. La différence entre les niveaux de fécondité, de même que l'absence de synchronisme, peuvent surprendre. Cela n'est cependant pas impossible en considérant la plus longue vie reproductive *potentielle* de l'homme (s'il reste vivant et s'il se remarie avec une jeune femme), ainsi que les multiples possibilités de combinaisons d'âge des couples qui peuvent fluctuer au cours du temps.

Car si la plupart des groupes d'âge reflètent cette tendance historique à la hausse, particulièrement chez les plus jeunes qui sont aussi les plus nombreux, il en est tout autrement pour les plus vieux, qui nous intéressent justement davantage. Si l'on observe de plus près les 50-59 ans, on voit en effet que leur fécondité est plutôt à la baisse, passant de 1,35 à 0,44 enfants par période de 5 ans. Nous avons vu plus tôt que les écarts d'âge entre conjoints s'amenuisaient également durant cette période et que les épouses des hommes âgés étaient conséquemment plus vieilles; n'y aurait-il pas là un élément d'explication? Pour le savoir, nous avons divisé ce groupe d'âge en fonction de l'âge de l'épouse, en préservant la courbe d'origine (en bourgogne) de la **figure 4.3** qui regroupe toutes les femmes mariées à des hommes de 50-59 ans. La **figure 4.4** devient alors une merveilleuse illustration de l'effet de l'âge de la femme sur la fécondité des hommes. Notons que les valeurs des deux premières décennies sont présentées à titre indicatif seulement, car elles sont issues de moins de 30 couples-années d'observation chacune. Néanmoins, on peut déceler, une fois l'influence des plus vieilles conjointes éliminée, que la fécondité de ces hommes serait même à la hausse. Cette progression est minime, mais les effectifs en présence nous permettent de croire qu'elle est significative. Avec les femmes de moins de 30 ans, la fécondité des hommes de 50-59 ans atteint même un niveau comparable à celui des hommes de 30-34 ans mariés à des femmes de tout âge. Ainsi, la structure par âge provoquerait une baisse historique de la *fécondité observée*, en cachant du même coup une possible hausse de la *fertilité* biologique. Le principe inverse

pourrait aussi être en vigueur chez les femmes. En effet, leur plus faible fécondité d'avant 1700 ne pourrait-elle pas être influencée, en partie du moins, par un plus grand écart d'âge moyen avec leur mari qui déprimerait légèrement la fécondité du couple?

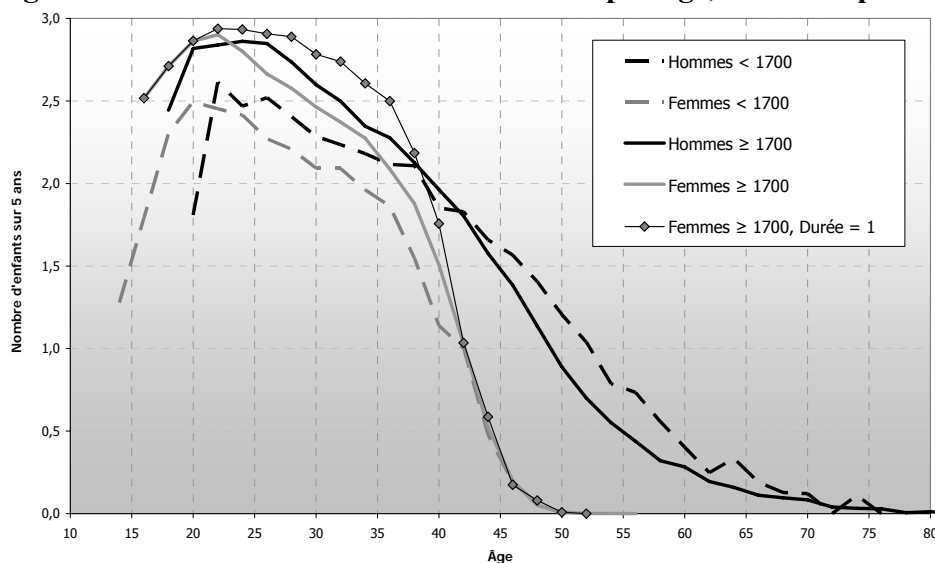
Figure 4.4 : Taux de fécondité des hommes de 50 à 59 ans, par décennie, selon l'âge de la femme



Note : Tableau de données avec les effectifs de chaque groupe d'âge disponible dans le **tableau A.4** de l'annexe.

Encore une fois, on pourra aussi soupçonner un sous-enregistrement des actes des premiers registres d'en être la cause, mais il n'est pas exclu que d'autres facteurs, notamment biologiques, puissent entrer en jeu. Nous nous rappellerons que la plupart des naissances manquantes sont reconstituées par les apparitions ultérieures d'un enfant; ainsi, la qualité des données ne doit pas jouer seule le rôle du bouc émissaire. Le statut d'immigrant des colons de l'époque pionnière y est peut-être pour quelque chose, les conditions de vie sur le Vieux Continent ou les affres de la traversée pouvant avoir eu des conséquences irrémédiables sur la santé. Cette hypothèse semble à tout le moins avoir été vérifiée pour les femmes; en effet, on a observé une stérilité plus élevée chez les immigrantes mariées avant 1700, comparativement aux Canadiennes de naissance (Charbonneau *et al.* 1987). Il sera donc intéressant d'explorer l'effet de cette variable sur l'homme dans notre analyse multivariée.

Figure 4.5 : Fécondité masculine et féminine par âge, avant et après 1700



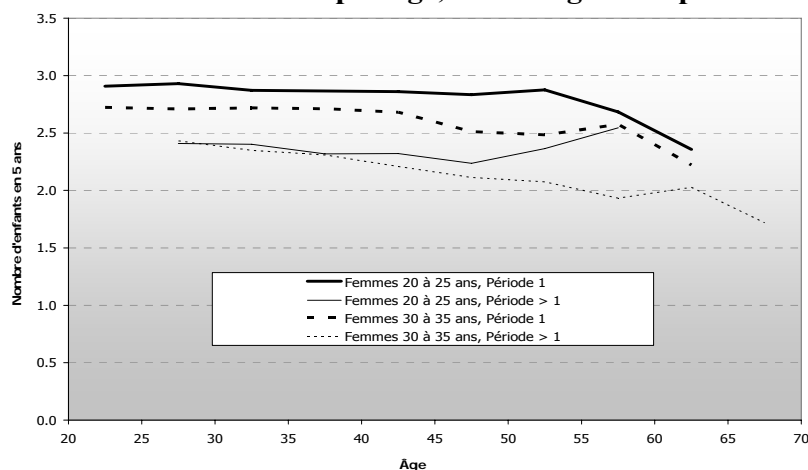
De manière plus classique, la fécondité de l'homme et de la femme selon l'âge est représentée dans la **figure 4.5** à partir de moyennes calculées par groupe d'âge biennal (21-22 ans, 23-24 ans, etc.), pour une meilleure précision. Nous avons choisi de séparer l'échantillon en deux, soit avant et après 1700, de manière à vérifier l'homogénéité et la continuité de la fécondité dans l'ensemble des périodes étudiées (N=9 413 avant 1700; N=99 134 après 1700). À titre complémentaire, la fécondité de la première période d'union selon l'âge de la femme est aussi insérée pour rappeler au lecteur qu'un effet de durée d'union est à l'œuvre dans les autres courbes, l'âge n'expliquant pas les niveaux de fécondité à lui seul. Tel que nous l'avons déjà remarqué dans les **figures 4.2** et **4.3**, il en ressort que la fécondité après 1700 est plus élevée, car même si celle des hommes âgés est plus faible après 1700, le plus grand nombre d'observations dans la vingtaine opère une forte influence sur le niveau global de la natalité. Par surcroît, la fécondité des femmes de plus de 40 ans est sensiblement identique dans les deux périodes : il n'y a donc pas de compensation pour la moindre fécondité des plus jeunes avant 1700. Ceci nous confirme que le léger déclin historique de la fécondité des hommes de 45 à 59 ans est grandement, sinon totalement, lié à la diminution des écarts d'âge entre conjoints, comme nous l'avons clairement démontré à partir de la **figure 4.4**.

Globalement, nous pouvons cependant conclure à une relative stabilité historique de la fécondité par groupe d'âge durant l'ensemble de l'intervalle historique, particulièrement dans les périodes après 1700 où se trouvent 91,5 % de notre échantillon d'observations quinquennales. Sans nécessairement analyser les deux cohortes séparément, la solution la plus attrayante pour intégrer la totalité des périodes résidera dans le simple ajout d'un indicateur dichotomique « avant 1700 » dans notre modélisation multivariée.

4.1.1.2 Échantillons sélectionnés

Nous l'avons vu, l'âge de l'épouse est un facteur prépondérant dans la détermination du niveau de fécondité d'un couple. Si nous voulons maintenant mesurer l'évolution de la fertilité selon l'âge de l'homme, indépendamment de celui de la femme, nous n'aurons d'autre choix que de sélectionner les couples avec des femmes au sommet de leur fécondabilité. Nous avons pu déterminer précédemment (**figure 4.3**) que les femmes de 30 à 34 ans gardaient une fécondité supérieure à deux enfants par période, avec environ 0,5 enfant de différence par rapport aux plus fécondes, celles de 20 à 24 ans. La **figure 4.6** nous dessine maintenant les courbes de fécondité de ces deux groupes de femmes, en fonction de l'âge de leur mari et en distinguant également la durée de l'union par périodes de 5 ans.

Figure 4.6 : Fécondité masculine par âge, selon l'âge de l'épouse et la période



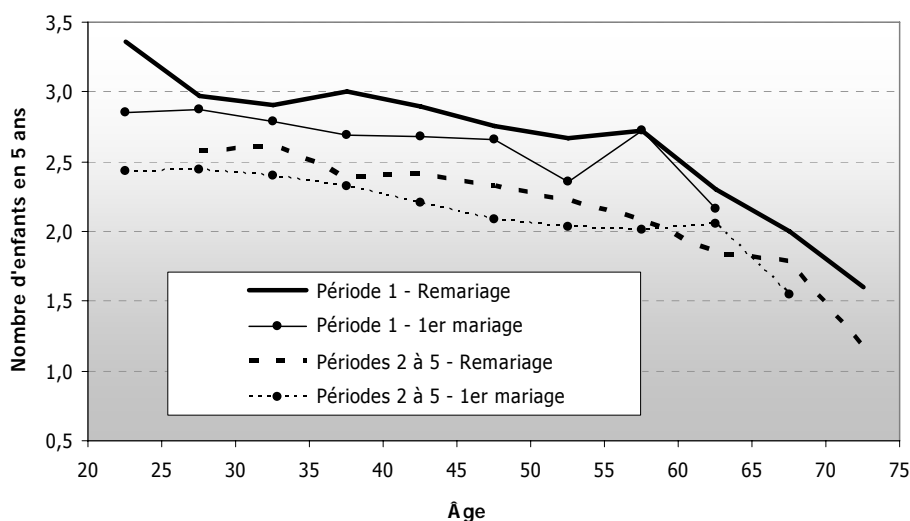
Note : Tableau de données avec les effectifs de chaque groupe d'âge disponible dans le **tableau A.7** de l'annexe.

D'entrée de jeu, nous sommes surpris par la relative stabilité des valeurs observées à tous les âges. Bien qu'affichant toutes (sauf une) une légère tendance à la baisse, aucune des catégories ne descend bien en dessous de deux enfants par période. Seuls les hommes de 65 à 69 ans, lorsqu'en compagnie de femmes de 30 à 34 ans dans des périodes de rang supérieur, atteignent un minimum de 1,72 enfant (N = 160 couples-années). Il est intéressant de constater que la durée d'union influence plus que l'âge de la femme (du moins entre les deux groupes d'âge présents) : les premières périodes de mariage n'ont produit que 0,22 enfant de moins quand les femmes étaient plus âgées (une différence qui diminue à 0,10 dans les périodes subséquentes), tandis que la différence entre les deux durées atteint presque 0,5 enfant dans chacun des deux groupes d'âge. Notons que la présence de certaines durées élevées fait baisser la moyenne du groupe « Femmes 30-34 ans, Période > 1 », mais aucune n'est jamais bien supérieure au rang 4 (15 à 19 ans de mariage), car bien peu de ces femmes se sont mariées avant 15 ans.

La hausse observée chez les hommes de 55 à 59 ans avec des femmes de 20 à 24 ans de période supérieure s'explique très probablement par la variation aléatoire : le nombre d'observations n'y est que de onze périodes, soit 55 couples-années. Globalement, ces résultats sont néanmoins conséquents et semblent indiquer que la fécondité (\approx fertilité) des hommes de 60 ans est au moins à 80 % de celle des hommes de 25 ans.

Parmi les facteurs autres que l'âge maternel et la durée d'union que nous pourrions analyser en mode bivarié, il y a certes toutes les variables explicatives que nous avons énumérées au chapitre précédent. Nous nous limiterons cependant au survol de deux autres variables dans le cadre de cette analyse préliminaire, nommément le rang du mariage et le statut d'immigrant. La première de ces deux variables est analysée dans le **graphique 4.7** en séparant les premiers et seconds mariages, eux-mêmes observés séparément selon leur durée. On aurait pu s'attendre à ce que le rang de mariage ait une influence seulement sur la première période d'union, les nouveaux conjoints devenant plus expérimentés après cinq ans « d'adaptation » à la vie conjugale. Nous voyons cependant que les remariages sont toujours plus féconds que les premiers mariages, jusqu'à 55 ans du moins, même dans les périodes 2 à 5 (entre 5 à 24 ans révolus).

Figure 4.7 : Fécondité masculine par âge, selon le rang de mariage et la période



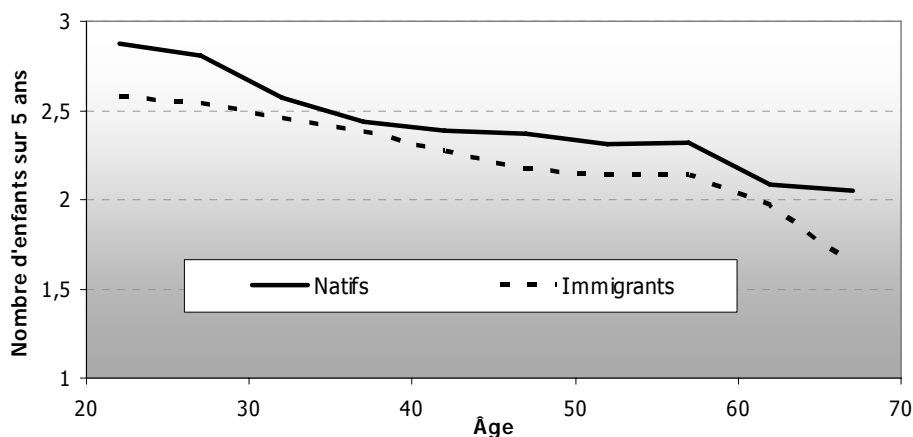
Note : Échantillon restreint aux hommes avec femme de 20 à 35 ans en milieu de période.
Tableau de données avec les effectifs de chaque groupe d'âge disponible dans le **tableau A.5** de l'annexe.

Comme nous l'avons remarqué au chapitre précédent, le remariage est quasi systématique chez les jeunes veufs; ainsi, un effet de sélection au remariage peut difficilement être la cause de cette disparité. Il y a cependant une sélection du fait qu'à un âge donné, un homme remarié s'est forcément marié une première fois à un âge plus jeune que celui qui n'en est qu'à son premier mariage. Outre l'expérience acquise avec un autre conjoint, il y a donc la sélectivité issue du premier mariage qui pourrait également influencer la fécondité des remariages. La littérature sur le sujet est pratiquement inexistante, mais le peu qui est disponible (Bideau & Perrenoud 1981) concorde avec nos résultats. On y évoque d'ailleurs la possibilité d'une plus grande « vitalité sexuelle » des hommes remariés pour expliquer leur plus forte fécondité. Il est clair en tout cas que les hommes remariés, même après une union stérile, ont plus de chances d'avoir des enfants que les femmes issues de mêmes unions, ce qui soulève la question tout aussi stérile de la « responsabilité » du problème de fertilité dans le couple. Nous n'avons pas jugé bon d'approfondir cet aspect, mais la curiosité nous a incités à calculer la fécondité ultérieure de veufs (avant 40 ans) et veuves (avant 30 ans) issus d'unions stériles, dont les résultats sont disponibles dans le **tableau A.6** en annexe.

Les soupçons que nous avons évoqués précédemment sur l'influence possible du statut d'immigrant sont maintenant mis à l'épreuve dans la **figure 4.8** qui présente la

fécondité masculine en fonction d'un tel statut. Ici, ce sont les natifs qui affichent une fécondité légèrement supérieure aux immigrants, dans toutes les classes d'âge (significativité du test $T < 0,01$ pour chacune des classes), avec un déclin en fonction de l'âge semblable à la figure précédente.

Figure 4.8 : Fécondité masculine par âge, selon le statut d'immigrant



Note : Échantillon restreint aux hommes avec femme de 20 à 35 ans en milieu de période.
Tableau de données avec les effectifs de chaque groupe d'âge disponible dans le **tableau A.8** de l'annexe.

En plus des facteurs biologiques liés aux conditions de vie sur le continent, il y a peut-être une dimension culturelle qui ferait se distinguer l'immigrant en matière de fécondité. N'ayant pas été sensibilisé dès le plus jeune âge à l'importance d'un peuplement rapide de cette colonie catholique, l'immigrant n'aurait possiblement pas eu la même foi procréatrice que les natifs. Nous avons cependant de bonnes raisons de croire que tous les habitants sans exception ne pratiquaient quelque forme de contraception que ce soit, ou sinon rien de significatif au niveau statistique. Serait-ce alors l'influence de l'épouse, qui a plus de chance d'être elle aussi immigrante si l'époux n'est pas un natif? Ou ne serait-ce pas plutôt un effet de période, quand on sait qu'un grand nombre d'immigrants se marient à une époque où les registres peuvent avoir été moins bien tenus? Seule une analyse multivariée pourra véritablement nous renseigner sur la contribution relative de chaque variable à la *fécondité* de l'homme. Lorsque le strict effet de l'âge sera enfin isolé, seulement alors pourrons nous parler de *fertilité*.

4.1.2 Modèle multivarié

Le développement des nouveaux outils d'analyse statistique rend l'analyse multivariée beaucoup plus aisée que lors de la réalisation des études comparables à la nôtre, précédemment citées. La grande taille de notre échantillon nous a permis d'obtenir des résultats intéressants avec de simples analyses bivariées, mais l'exploitation d'un modèle multivarié est essentielle pour maximiser son plein potentiel.

En fonction des modalités décrites au chapitre précédent, nous avons donc effectué une régression de Poisson sur les données relatives à la fécondité par période quinquennale, en y intégrant la totalité des variables explicatives potentielles. Le **tableau 4.2** nous présente tout d'abord les statistiques descriptives de l'échantillon de population utilisé pour notre analyse.

Tableau 4.2 : Statistiques descriptives de l'échantillon « Fécondité5ans »

| Groupe d'âge homme | N (Périodes) | Âge moyen homme | Âge moyen femme | Durée d'union, début de période | % Homme remarié | % Femme remariée | % Homme immig. | % Femme immig. | % Urbain | % Enfants décédés av. 6m | Année moyenne |
|--------------------|---------------|-----------------|-----------------|---------------------------------|-----------------|------------------|----------------|----------------|-------------|--------------------------|---------------|
| 20-24 | 4 632 | 23.5 | 23.7 | 0.0 | 0.5 | 6.1 | 8.2 | 2.7 | 9.2 | 17.2 | 1744 |
| 25-29 | 15 376 | 27.7 | 25.2 | 1.2 | 2.4 | 6.7 | 10.9 | 2.8 | 9.4 | 15.9 | 1743 |
| 30-34 | 18 555 | 32.5 | 28.2 | 4.0 | 5.7 | 7.1 | 16.0 | 3.8 | 10.7 | 15.5 | 1742 |
| 35-39 | 16 933 | 37.4 | 31.7 | 7.3 | 9.9 | 7.0 | 19.6 | 4.5 | 11.4 | 16.1 | 1742 |
| 40-44 | 13 429 | 42.4 | 34.9 | 10.7 | 14.7 | 6.5 | 22.6 | 5.2 | 11.6 | 16.9 | 1742 |
| 45-49 | 8 879 | 47.3 | 37.1 | 13.2 | 21.1 | 6.4 | 26.2 | 5.6 | 12.2 | 18.0 | 1742 |
| 50-54 | 4 494 | 52.2 | 38.2 | 14.1 | 32.4 | 8.4 | 34.2 | 6.8 | 13.9 | 17.7 | 1739 |
| 55-59 | 1 889 | 57.1 | 38.5 | 13.9 | 45.4 | 11.3 | 43.5 | 7.9 | 15.8 | 16.5 | 1738 |
| 60-64 | 727 | 62.1 | 38.6 | 13.4 | 56.4 | 11.8 | 49.8 | 8.7 | 15.8 | 16.5 | 1737 |
| 65-69 | 250 | 67.1 | 38.6 | 13.2 | 63.2 | 14.0 | 53.2 | 5.6 | 14.4 | 16.8 | 1741 |
| 70+ | 104 | 73.9 | 38.3 | 11.7 | 65.4 | 17.3 | 65.4 | 7.7 | 15.4 | 18.9 | 1741 |
| Total | 85 268 | 37.2 | 31.0 | 2.4 | 11.6 | 7.0 | 19.5 | 4.4 | 11.2 | 16.4 | 1742 |

Note : Échantillon restreint aux hommes avec épouse de moins de 45 ans en milieu de période.

Avec ce tableau qui porte sur les caractéristiques des *périodes d'observation* en fonction de l'*âge de l'homme au milieu de période*, nous pouvons souligner certains des faits les plus saillants. Outre le nombre de périodes pour chaque groupe d'âge qu'il est intéressant d'observer, nous voyons d'abord que le fait d'exclure les femmes de plus de 45 ans élimine pratiquement la corrélation de cette variable avec l'âge de l'homme lorsque celui-ci a plus de 45 ans. En effet, l'âge moyen des conjointes se maintient

constamment entre 37,1 et 38,6 ans pour nos hommes plus âgés. Dans l'ensemble, l'écart d'âge moyen entre conjoints est de 6,2 ans en faveur de l'homme.

Parmi les autres variables, il est impressionnant de constater à quel point les proportions d'individus remariés diffèrent entre les hommes et les femmes, mais pas autant toutefois que les proportions d'immigrants, qui sont nettement plus élevées chez les hommes. La hausse progressive de cette dernière proportion en fonction de l'âge de l'homme (de 8 % à 20-24 ans jusqu'à 65 % à 70 ans et plus) est attribuable au fait que les hommes observés jusqu'aux âges les plus avancés sont forcément nés à une époque où la population native de Nouvelle-France était encore très faible. La plus grande proportion d'urbains chez les hommes âgés est peut-être due à un remariage plus fréquent en milieu urbain ou, encore, à l'ancienneté relative des paroisses de Québec et Montréal, mais la définition approximative de cette variable (voir p. 57) n'incite pas à vouloir trop approfondir la question. Finalement, on peut apercevoir à vue d'œil que la relation entre l'âge paternel et la mortalité infantile est bien faible : en effet, la proportion d'enfants morts avant 6 mois se situe constamment autour d'une moyenne de 16,4 %.

C'est donc cet échantillon de 85 268 périodes quinquennales qui a été analysé dans une régression de Poisson, dont les coefficients apparaissent dans le **tableau 4.3** sous forme de ratios du taux d'incidence (*Incidence Rate Ratios*), toujours en fonction d'un groupe de référence. Les variables sans catégorie de référence comparent les valeurs dichotomiques d'une caractéristique donnée, la référence devenant la valeur nulle. La colonne $P > |z|$ nous donne le taux de significativité de chaque coefficient, tandis que les deux dernières colonnes de droite affichent les seuils inférieurs et supérieurs de l'intervalle de confiance à 95 %. Par exemple, un $P > |z|$ de moins de 0,05 représente un coefficient significatif à 95 %; ainsi, nous voyons par exemple que la fertilité des hommes de 35-39 ans ($P > |z| : 0,063$) n'est pas significativement différente des 25-29 ans, encore moins celle des 20-24 ans ($P > |z| : 0,347$). Avant de nous concentrer sur les coefficients des différents *âges paternels*, nous survolerons tout d'abord les résultats des autres variables.

Tableau 4.3 : Résultats de la régression de Poisson sur la fécondité par période

| | | IRR (exp β) | Erreur-type | z | P> z | IC à 95% | |
|--------------------------|---------------------|---|-------------|------------------------|-------|----------|-------|
| | | | | | | Inf. | Sup. |
| | | N = 85 268 | | LR chi2(28) = 18698.08 | | | |
| | | Vraisemblance du log = -134665 | | Prob > chi2 = 0.000 | | | |
| | | Qualité d'ajustement du Chi2 = 64963.82 | | Pseudo R2 = 0.065 | | | |
| | | Prob > Chi2(85239) = 1.000 | | | | | |
| Âge paternel | 20-24 ans | 0.991 | 0.010 | -0.94 | 0.347 | 0.971 | 1.010 |
| | 25-29 ans | 1.000 | - | - | - | - | - |
| | 30-34 ans | 0.989 | 0.007 | -1.59 | 0.111 | 0.975 | 1.003 |
| | 35-39 ans | 0.985 | 0.008 | -1.86 | 0.063 | 0.969 | 1.001 |
| | 40-44 ans | 0.969 | 0.009 | -3.28 | 0.001 | 0.951 | 0.987 |
| | 45-49 ans | 0.937 | 0.011 | -5.67 | 0.000 | 0.916 | 0.958 |
| | 50-54 ans | 0.881 | 0.013 | -8.39 | 0.000 | 0.855 | 0.908 |
| | 55-59 ans | 0.856 | 0.019 | -7.13 | 0.000 | 0.821 | 0.894 |
| | 60-64 ans | 0.783 | 0.027 | -6.99 | 0.000 | 0.731 | 0.839 |
| | 65-69 ans | 0.674 | 0.042 | -6.3 | 0.000 | 0.596 | 0.762 |
| | 70 ans + | 0.430 | 0.051 | -7.14 | 0.000 | 0.341 | 0.542 |
| Âge maternel | 13-18 ans | 0.805 | 0.019 | -9.01 | 0.000 | 0.768 | 0.844 |
| | 18-22 ans | 0.991 | 0.007 | -1.23 | 0.220 | 0.977 | 1.005 |
| | 23-29 ans | 1.000 | - | - | - | - | - |
| | 30-33 ans | 0.962 | 0.007 | -5.31 | 0.000 | 0.949 | 0.976 |
| | 34-36 ans | 0.885 | 0.008 | -13.03 | 0.000 | 0.869 | 0.902 |
| | 37-39 ans | 0.753 | 0.008 | -25.92 | 0.000 | 0.737 | 0.769 |
| | 40-45 ans | 0.412 | 0.006 | -64.37 | 0.000 | 0.401 | 0.423 |
| Durée de l'union | 0-4 ans | 1.000 | - | - | - | - | - |
| | 5-9 ans | 0.855 | 0.006 | -23.09 | 0.000 | 0.843 | 0.866 |
| | 10-14 ans | 0.838 | 0.008 | -19.59 | 0.000 | 0.824 | 0.853 |
| | 15-19 ans | 0.838 | 0.010 | -14.8 | 0.000 | 0.818 | 0.858 |
| | 20-24 ans | 0.827 | 0.015 | -10.71 | 0.000 | 0.798 | 0.856 |
| | 25-29 ans | 0.570 | 0.025 | -12.56 | 0.000 | 0.523 | 0.623 |
| | 30-35 ans | 0.257 | 0.129 | -2.71 | 0.007 | 0.096 | 0.686 |
| Variables intermédiaires | Femme immigrante | 0.938 | 0.015 | -4 | 0.000 | 0.909 | 0.968 |
| | Homme immigrant | 0.966 | 0.007 | -4.86 | 0.000 | 0.952 | 0.979 |
| | Période avant 1700 | 0.939 | 0.011 | -5.29 | 0.000 | 0.917 | 0.961 |
| | Femme mariée jeune | 0.989 | 0.009 | -1.15 | 0.249 | 0.972 | 1.007 |
| | Mortalité Infantile | 1.310 | 0.011 | 30.97 | 0.000 | 1.288 | 1.332 |
| | Urbain | 0.985 | 0.008 | -1.92 | 0.055 | 0.971 | 1.000 |

4.1.2.1 Effet des variables conjointes

Les coefficients pour l'âge maternel sont tous significativement différents du groupe d'âge de référence 23-29 ans, sauf celui des 18-22 ans. Tel que le montre la **figure 4.9** (p. 75), les coefficients correspondent sensiblement à ce que nous avons déjà obtenu dans la **figure 4.5** sur la fécondité observée, avec moins de précision dans les classes d'âge toutefois. Cela concorde également avec l'ensemble de la littérature sur la fertilité féminine en fonction l'âge (Léridon 1973; Menken *et al.* 1986; Wood 1994) : une hausse progressive jusqu'à 20 ans environ, suivi d'une baisse à la fin de la vingtaine qui se poursuit avec une

baisse plus prononcée après l'âge de 40 ans, jusqu'à l'extinction complète à 50 ans environ, dépendamment de l'âge à la ménopause.

Les coefficients pour la *durée de l'union* suivent approximativement le même profil que ceux obtenus par Mineau et Trussell (1982) avec les Mormons du 19^e siècle : une chute abrupte après la première période, suivie d'une relative stabilité. Le **tableau 4.4** nous montre justement les deux séries de coefficients pour la durée de l'union. Plus complets, nos résultats nous permettent de soupçonner une baisse accrue après 25 ans d'union, mais l'effet de l'âge de la mère interfère probablement par sa forte corrélation avec la durée.

Tableau 4.4 : Comparaison des résultats de l'effet de durée de l'union

| Durée de l'union | Régression de Poisson (Québec, 1640-1779) | Mineau & Trussell (1982) (Mormons, 1840-1859) |
|------------------|--|--|
| | <i>Incidence Rate Ratio</i> | <i>Taux relatif</i> |
| 0-4 | 1,000 | 1,00 |
| 5-9 | 0,855 | 0,84 |
| 10-14 | 0,838 | 0,77 |
| 15-19 | 0,838 | 0,79 |
| 20-24 | 0,827 | - |
| 25-29 | 0,570 | - |

Parmi les autres variables, dites intermédiaires, nous avons les *statuts d'immigrant*, tant pour les femmes que pour les hommes, qui sont hautement significatifs, avec un effet dépresseur sur la fécondité de respectivement 6,2 % et 3,4 %, ce qui est néanmoins minime. Ces coefficients uniques ne distinguent pas une possible fluctuation selon l'âge du sujet; cependant, la **figure 4.8** nous permettait de supposer que la différence entre immigrants et natifs est présente à tout âge. Cette fécondité différentielle serait donc plus importante chez la femme, même après avoir contrôlé pour l'effet de période (*avant 1700*), variable elle aussi très significative dont nous avons déjà discuté plus tôt. Nous suspicions alors que l'effet du statut d'immigrant pourrait être lié à son association avec les périodes de colonisation précoces; il ne semble pas que cela soit le cas à la lumière de notre analyse multivariée.

La variable *Femme mariée jeune* concerne toutes les périodes impliquant une femme s'étant mariée avant 18 ans, que ce soit dans l'union actuelle ou antérieure. Elle n'est cependant pas significative dans notre modèle. L'effet est cependant possiblement

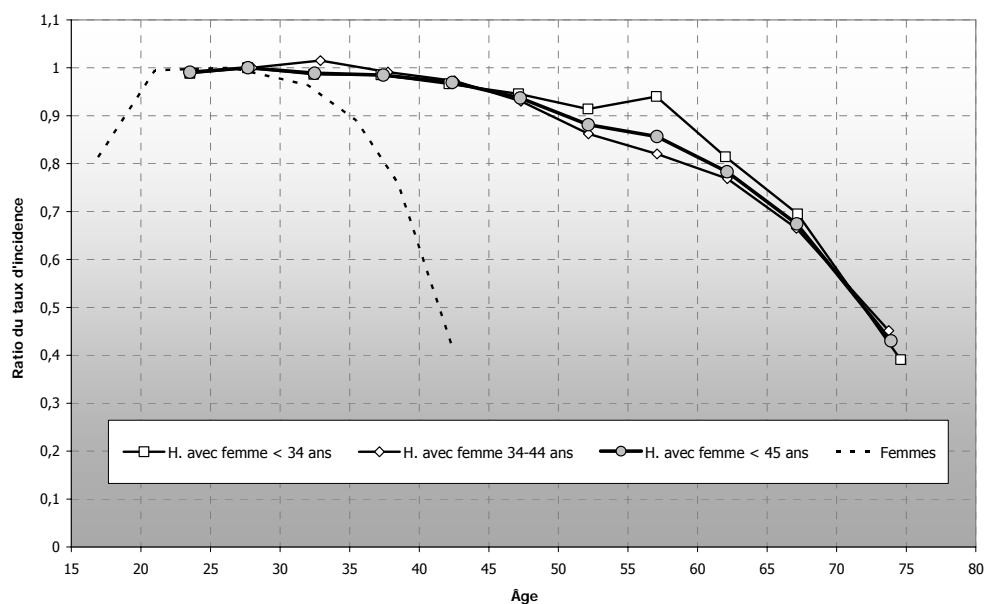
brouillé par la présence des variables *âge maternel* et *durée d'union*, qui vont saisir une partie de l'effet éventuel provenant d'une femme mariée dès l'adolescence, particulièrement lorsqu'il s'agit de l'union actuelle.

La *mortalité infantile* est certes significative, mais comme elle ne nous semblait pas intimement liée à l'âge paternel selon nos statistiques descriptives, nous avons expérimenté un modèle excluant cette variable. Tel qu'attendu, les coefficients pour l'effet de l'âge paternel restaient pratiquement les mêmes, mais le pseudo R^2 du modèle s'en trouvant légèrement diminué, nous avons donc préféré la conserver dans le modèle choisi. En fait, la variable « Urbain » devient fortement significative lorsque la mortalité est exclue, une conséquence de l'interaction qui existe entre ces deux variables (mortalité infantile plus forte en ville). C'est une des raisons pourquoi le pourcentage de variation expliquée par le modèle est plus élevé lorsque la mortalité infantile avant 6 mois est incluse.

4.1.2.2 Effet de l'âge paternel

Revenant à ce qui nous intéresse le plus, nous observons dans le **tableau 4.3** que les coefficients issus des différentes sous-variables d'âge paternel sont tous significatifs après 40 ans, leurs valeurs suivant une progression logique et constante de déclin.

Figure 4.9 : Coefficients d'âge paternel issus des régressions du modèle multivarié



L'évolution de l'effet de l'âge paternel est mieux perceptible lorsque présenté dans la **figure 4.9**. Nous avons intégré les valeurs des coefficients de l'âge maternel pour bien marquer le contraste entre les deux sexes. Les valeurs masculines (en noir) sont également éclatées entre celles des hommes mariés avec des femmes de moins de 34 ans (en vert) et ceux avec des femmes de 34 à 44 ans (en bleu), que nous avons obtenues avec deux régressions traitées séparément, mais selon le même modèle. Notez que les valeurs d'âge (x) en abscisse ne sont pas exactement situées en milieu de l'intervalle d'âge, mais plutôt à l'âge moyen observé dans le groupe cible, tel qu'affiché dans le **tableau 4.2**.

Nous voyons ainsi que la légère irrégularité de la courbe principale est due aux hommes de 55 à 59 ans mariés à des femmes de moins de 34 ans, qui affichent même, bizarrement, un coefficient supérieur à celui des 50 à 54 ans. Doit-on voir dans ce regain une manifestation de ce que l'on a surnommé « démon du midi », mais dont on sait bien peu de chose? Tel que le montre le **tableau A.9** (en annexe), le coefficient des 55-59 ans n'est cependant pas significatif à 95 %, mais il l'est à 90 % avec un effectif non négligeable de 355 couples-périodes d'observation, soit 1 775 années d'observation. Il serait donc hasardeux d'en attribuer exclusivement la cause à la variation statistique aléatoire, mais si tel phénomène existait vraiment, il ne serait, selon nos données, ni observable chez les hommes avec une partenaire plus âgée, ni universel chez ceux avec une femme de moins de 34 ans. Ces deux sous-échantillons finissent néanmoins leur vie au même niveau de fertilité, soit 50 % des capacités à 72 ans environ.

Globalement, la baisse de la fertilité masculine ne serait réellement significative qu'à partir de 40 ans, mais les fonctions reproductrices conserveraient environ 90 % de leur potentiel chez un homme de 50 ans, et 80 % pour ceux de 60 ans. C'est à partir de cet âge que le déclin deviendrait plus sévère, la fertilité s'abaissant à 40 % de son point maximum à 75 ans. Nos données n'offrent pas d'observations suffisamment nombreuses aux âges plus avancés, et il est fort probable qu'il ne soit jamais possible de disposer d'une telle sous-population profitant de conditions optimales de fécondité.

D'après le profil affiché par les valeurs estimées pour chaque groupe d'âge entre 20 et 75 ans, nous pourrions néanmoins poser l'hypothèse que l'évolution de la fertilité à

partir de 20 ans suivre la tendance habituelle d'une fonction de survie. La courbe de lissage qui conviendrait le mieux à ces résultats serait alors issue d'une fonction de Gompertz suivant l'équation :

$$y(x) = ae^{-e^{b(x-c)}}$$

où :

$y(x)$ = la fertilité attendue à l'âge x

a = l'asymptote maximale (égale à 1)

b = le taux de décroissance (égal à 0,1)

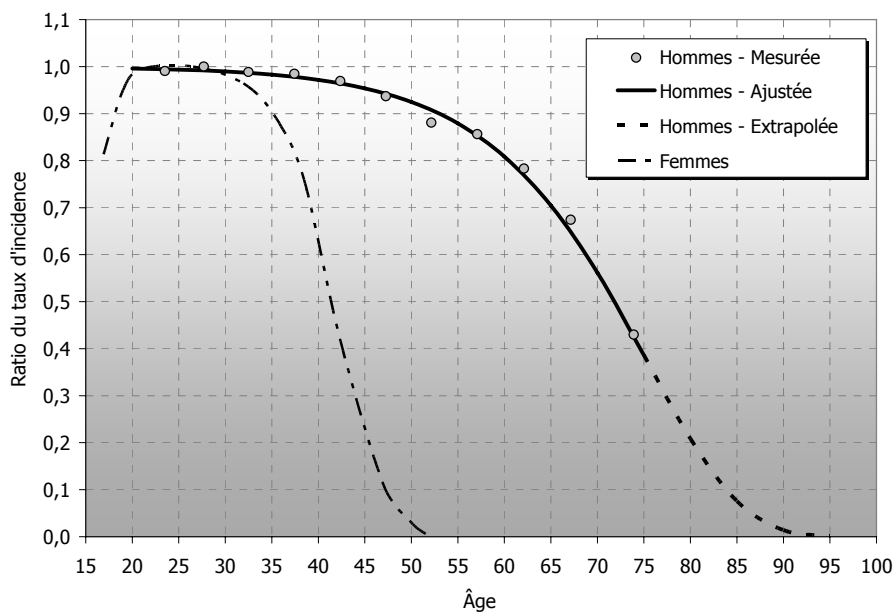
c = l'âge de décroissance maximale (égal à 75,5 ans)

e = base des logarithmes naturels (2.7183)

Ainsi, la fertilité en fonction de l'âge, proportionnelle à un seuil de départ maximal, pourrait être très simplement réduite à la formule :

$$\text{Fertilité}(\hat{\text{Age}}) = e^{-e^{0,1(\hat{\text{Age}}-75,5)}}$$

Figure 4.10 : Modélisation et extrapolation de la fertilité masculine et féminine en fonction de l'âge



La **figure 4.10** affiche le graphe de la courbe de Gompertz qui en découle. Cette courbe est pleine dans la partie « ajustée » où nous pouvons la comparer aux valeurs mesurées, mais pointillée aux âges où cette valeur doit être considérée comme extrapolée. Selon ces paramètres, l'extinction complète de la fertilité surviendrait

environ à l'âge de 95 ans, ce qui est justement très similaire à l'âge paternel maximal (94 ans) jamais enregistré dans la littérature (Seymour 1935). Nous croyons donc que la modélisation de la relation entre âge et fertilité masculine à un niveau populationnel, telle que cette équation la définit, pourrait éventuellement être utilisée pour développer des projections de besoins en matière d'assistance à la conception, en fonction notamment d'une hausse hypothétique de l'âge à la première tentative de grossesse des cohortes futures.

Il nous est malheureusement impossible de tenter ne serait-ce qu'une vague estimation du début de cette courbe durant l'adolescence, l'âge au mariage de l'homme ne descendant jamais bien en dessous de 18 ans dans notre population. Comme l'âge est défini ici selon l'âge au milieu de la période d'observation de 5 ans, l'homme doit s'être marié avant 17,5 ans pour être compté parmi les moins de 20 ans. L'effectif de cette catégorie d'individus est si faible (N=40, âge moyen de 19,28 ans en milieu de période) qu'ils ont été intégrés dans la classe d'âge 20-24 ans.

Si l'âge médian du début de la spermatogenèse chez l'adolescent est estimé à environ 13-14 ans (Nielsen *et al.* 1986; de la Rochebrochard 1999), on pourrait supposer que la fertilité croisse progressivement par la suite pour atteindre une relative stabilité à partir de 20 ans. Notons cependant que selon Levitas *et al.* (2007), les paramètres spermatiques n'atteignent leur apogée qu'entre 30 et 35 ans, ce qui ne se répercute pas nécessairement au niveau de la fertilité, pas selon nos données à tout le moins.

La prochaine partie de notre analyse, en s'attardant aux intervalles génésiques, pourra justement mieux nous renseigner sur la fertilité masculine en bas âge, car nous pourrions nous concentrer sur le premier intervalle après le mariage, qui se déroule nécessairement plus tôt que l'âge en milieu de première période quinquennale de vie conjugale.

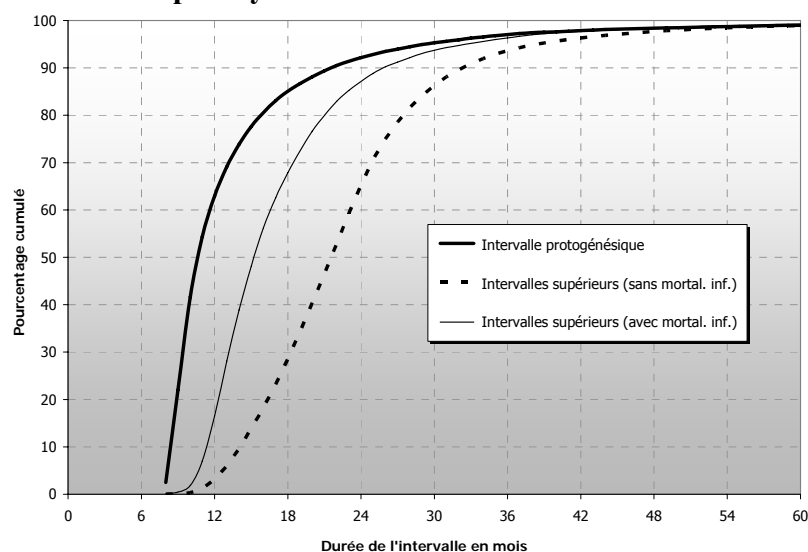
4.2 Résultats : analyse d'intervalles

Bien que l'analyse par période de fécondité nous ait donné des résultats très éclairants, nous jugeons opportun de les compléter par une approche alternative, celle des intervalles entre naissances, dites intervalles génésiques. Encore ici, nous commencerons par une brève analyse bivariée, suivie ensuite par une méthode multivariée. En tout temps, nous distinguerons l'analyse des intervalles qui précèdent la première naissance (protogénésiques), d'une part, de ceux qui séparent les naissances suivantes (intergénésiques), d'autre part.

4.2.1 Analyse bivariée

La nécessité de séparer intervalles *proto* et *inter* est bien démontrée par la **figure 4.11**, où l'on observe une évolution ostensiblement distincte du pourcentage cumulé de couples ayant eu un enfant après une durée donnée. Dans les deux cas, il s'agit de femmes entre 20 et 29 ans au début de l'intervalle (d'une durée de huit mois minimum), et ceux de parité plus élevée commencent tous avant 15 années d'union. Parmi les intervalles supérieurs, nous avons également séparé ceux qui suivaient un enfant mort avant 12 mois ou non, afin de bien exposer l'influence de l'allaitement maternel (ou plutôt son interruption) sur la fécondité.

Figure 4.11 : Couples ayant eu un enfant selon la durée de l'intervalle

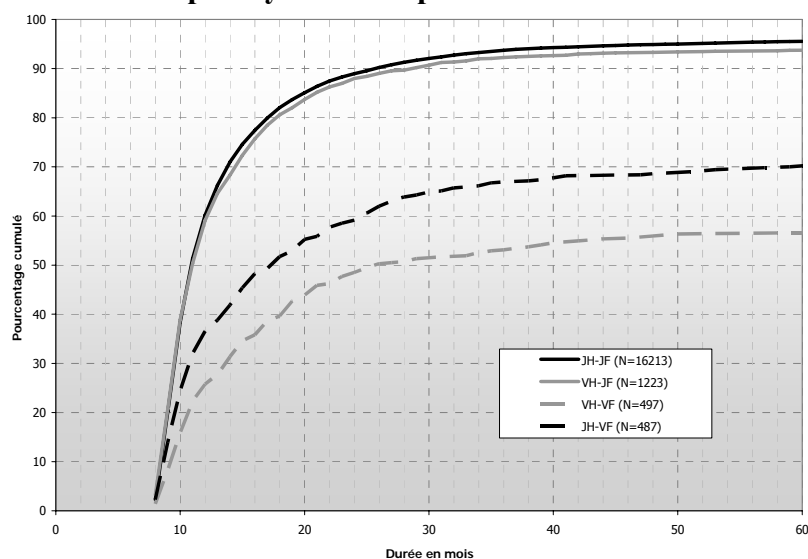


Note : Échantillon restreint aux couples avec une épouse âgée de 20 à 29 ans au début de l'intervalle.

D'après ce graphique, 99 % de toutes les femmes qui devaient ultérieurement avoir un enfant l'ont eu avant 60 mois d'attente, le résidu étant fort possiblement le fait de naissances manquantes durant l'intervalle. L'aspect le plus marquant que nous voudrions souligner est la différence à 12 mois entre les nullipares et les multipares sans mortalité infantile précédente. Seuls 3 % de ces derniers couples auront eu un enfant avant 12 mois, contre plus de 60 % des nouveaux mariés. À 24 mois, la proportion est respectivement de 65 % et 92 %. Cela illustre donc à merveille la raison pourquoi ces deux types d'intervalles doivent être traités séparément : ils suivent des tendances complètement différentes.

Voyons donc comment la courbe des intervalles protogénésiques se dessine lorsque nous la séparons selon divers appariements de groupes d'âge. La **figure 4.12** présente le pourcentage cumulé (y) des couples ayant eu un premier enfant vivant après une durée d'union (x), selon quatre combinaisons différentes, en intégrant également les couples stériles au dénominateur. Sans surprise, les jeunes hommes avec les jeunes femmes (JH-JF), tous entre 18 et 30 ans à leur mariage, réussissent à concevoir très rapidement : 60 % d'entre eux ont obtenu une naissance vivante avant la fin du 12^e mois, 89 % rendus au 24^e et seulement 4,5 % sont toujours inféconds après 5 ans. Les mêmes femmes (JF) avec des hommes plus âgés (VH : 40 à 55 ans) suivent quant à elles une cadence à peine plus lente : 88 % ont un premier enfant avant la fin du 24^e mois et 6,3 % n'en ont aucun après 5 ans.

Figure 4.12 : Couples ayant eu un premier enfant selon la durée de l'union



Note : JH et JF = 18 à 29 ans, VH = 40 à 54 ans, VF = 35 à 44 ans. Conceptions prénuptiales (< 8 mois) censurées.

Les effectifs des sous-échantillons étant relativement importants, on peut donc soupçonner un effet significatif de l'âge de l'homme, aussi minime soit-il lorsqu'on le compare à celui des femmes plus « âgées » de 35 à 45 ans. Pourtant, il est intéressant d'observer que l'âge de l'homme est apparemment plus déterminant lorsque conjugué à un âge maternel avancé (VF). Ainsi mesuré, les VH feraient légèrement diminuer la proportion de couples ayant au moins une naissance après cinq ans à 93,7% lorsque mariés à des JF, comparativement à 95,5 % pour les JH. Avec les VF, ces proportions sont respectivement de 57,5 % et 70,2 %. Nous pourrions soupçonner que cela soit dû à une corrélation entre l'âge des conjoints à l'intérieur des groupes d'âge (les JH seraient davantage avec les plus jeunes parmi les VF, les VH avec les plus vieilles d'entre elles), mais cela ne semble pas être le cas. En effet, les JH sont jumelés avec des VF de 38,3 ans d'âge moyen, tandis que chez les VH celles-ci ont 39,6 ans en moyenne, ce qui n'est guère plus. Un certain effet multiplicateur de l'âge de l'homme et de la femme serait donc à envisager, en concordance avec une hypothèse déjà émise (Thonneau *et al.* 1991; de la Rochebrochard & Thonneau 2003) et notre propre analyse sur les périodes de fécondité.

Si l'on tourne la question dans l'autre sens, on voit cependant que l'effet n'est peut-être pas si important qu'il ne semble à première vue. En effet, la proportion de couples stériles (le pourcentage au-dessus de la courbe) après cinq ans passe de 6,3 % à 4,5 % entre les VH et les JH mariés à des JF. Avec les VF, ces proportions sont respectivement de 43,5 % et 29,8 %, un ratio d'environ 1,4 dans les deux cas. L'hypothèse de « l'effet multiplicateur » mériterait certes qu'on lui consacre une investigation séparée, mais il n'en demeure pas moins que nous pouvons confirmer une différence réelle de fertilité entre les hommes de 18 à 29 ans et ceux de 40 à 54 ans. Voyons maintenant plus en détail comment cette différence de durée d'intervalle protogénésique est significative lorsque calculée dans un modèle multivarié, à partir de groupes d'âge plus précis.

4.2.2 Modèle multivarié

Dans cette section, nous développerons deux modèles de régression multivariée : logistique pour les intervalles protogénésiques ; linéaire pour les intervalles supérieurs. Le nombre d'observations étant, de par la configuration des données, plus élevé que celui des périodes quinquennales, nous nous sommes permis de limiter l'échantillon à des femmes plus jeunes (jusqu'à 37,5 ans) pour neutraliser encore davantage l'effet concurrent de leur vieillissement sur la fécondité conjugale.

4.2.2.1 Intervalles protogénésiques

Des 34 925 intervalles protogénésiques d'unions célébrées entre 1621 et 1774, nous en avons identifiées 28 943 qui respectaient les quatre conditions suivantes :

- années de naissance du père et de la mère sont connues ou estimées (1 500 exclus);
- âge au mariage de la mère est inférieur à 36 ans (1 269 exclus);
- mois du mariage est connu et contrats de mariage sont exclus (1 213 exclus);
- mois de la première naissance est connu (1 179 exclus).

Nous y avons ajouté 1 146 unions stériles dont la durée minimale était de 5 ans, comme ils ne se trouvaient pas dans le fichier d'intervalles. Nous avons ensuite créé une variable dichotomique informant sur l'échec de conception après 12 mois, soit aucune

Tableau 4.5 : Statistiques descriptives de l'échantillon pour la régression logistique

| Groupe d'âge | N | % urbain | % immigrant | Âge moyen conjointe | % premier mariage | % échec 12 mois |
|--------------|--------|----------|-------------|---------------------|-------------------|-----------------|
| 15-19 | 930 | 11,7 | 7,3 | 20,7 | 99,7 | 17,5 |
| 20-24 | 10 581 | 15,7 | 8,6 | 21,2 | 98,7 | 15,9 |
| 25-29 | 10 116 | 18,9 | 16,6 | 21,7 | 93,6 | 17,1 |
| 30-34 | 4 482 | 25,5 | 27,4 | 22,4 | 79,5 | 18,8 |
| 35-39 | 2 041 | 25,8 | 33,3 | 23,5 | 57,6 | 20,1 |
| 40-44 | 1 014 | 23,8 | 36,7 | 24,6 | 39,4 | 17,4 |
| 45-49 | 547 | 25,0 | 36,7 | 26,5 | 27,1 | 21,2 |
| 50-54 | 226 | 22,1 | 39,4 | 26,8 | 21,7 | 18,1 |
| 55-59 | 96 | 22,9 | 43,8 | 26,4 | 18,8 | 30,2 |
| 60-69 | 56 | 21,4 | 48,2 | 27,9 | 14,3 | 39,3 |
| Total | 30 089 | 19,5 | 17,9 | 22,0 | 86,7 | 17,3 |

Note : Échantillon restreint aux couples avec une épouse de moins de 36 ans.

naissance avant 21 mois. Pour mieux explorer la question du rang de mariage déjà soulevée dans l'analyse bivariée des périodes quinquennales de fécondité, nous avons identifié les veufs et les veuves en distinguant les féconds des non féconds, peu importe la durée du premier mariage. Le **tableau 4.5** des statistiques descriptives de l'échantillon nous indique d'ailleurs que seulement 39,4 % des hommes mariés entre 40 et 44 ans en sont à leur première union. Comme nous observons préalablement une fécondité systématiquement plus élevée chez les remariés (p. 71), il apparaît pertinent d'intégrer cette variable dans notre régression logistique. Notre objectif premier étant cependant d'identifier l'effet de l'âge chez l'ensemble des hommes indépendamment de leur statut de veuf, nous avons expérimenté deux modèles : avec ou sans le statut de remariage de l'homme.

Tableau 4.6 : Coefficients de régressions logistiques sur le risque d'échec à la conception après 12 mois d'union

| | Modèle A | | Modèle B | |
|-----------------------------------|-------------|---------|-------------|---------|
| | Exp(β) | Signif. | Exp(β) | Signif. |
| Variables intermédiaires | | | | |
| Urbain | 0.83 | 0.000 | 0.83 | 0.000 |
| Femme mariée avant 18 ans | 1.12 | 0.087 | 1.12 | 0.088 |
| Mariage avant 1700 | 1.54 | 0.000 | 1.53 | 0.000 |
| Homme immigrant | 1.30 | 0.000 | 1.28 | 0.000 |
| Femme immigrante | 0.95 | 0.468 | 0.95 | 0.471 |
| Femme déjà mariée, 0 enfants | 2.47 | 0.000 | 2.49 | 0.000 |
| Femme déjà mariée, 1 enfants ou + | 0.60 | 0.000 | 0.59 | 0.000 |
| Homme déjà marié, 0 enfants | - | - | 1.09 | 0.484 |
| Homme déjà marié, 1 enfants ou + | - | - | 0.85 | 0.005 |
| Âge maternel | | | | |
| 13-17 ans | 1.75 | 0.000 | 1.74 | 0.000 |
| 18-26 ans | 1.00 | - | 1.00 | - |
| 27-29 ans | 1.21 | 0.003 | 1.21 | 0.002 |
| 30-32 ans | 1.73 | 0.000 | 1.74 | 0.000 |
| 33-35 ans | 1.88 | 0.000 | 1.90 | 0.000 |
| Âge paternel | | | | |
| 15-19 ans | 1.08 | 0.425 | 1.07 | 0.435 |
| 20-24 ans | 1.00 | - | 1.00 | - |
| 25-29 ans | 1.06 | 0.129 | 1.07 | 0.087 |
| 30-39 ans | 1.18 | 0.000 | 1.22 | 0.000 |
| 40-49 ans | 1.12 | 0.144 | 1.22 | 0.014 |
| 50-59 ans | 1.32 | 0.062 | 1.47 | 0.012 |
| 60 ans et plus | 2.93 | 0.000 | 3.29 | 0.000 |
| Constante | 0.15 | 0.000 | 0.15 | 0.000 |
| -2 Log de vraisemblance | 26886 | | 26877 | |

Pseudo-R² de Nagelkerke : 0,04

Le **tableau 4.6** nous rapporte les coefficients de la régression logistique effectuée sur cet échantillon, sans la variable de remariage de l'homme (modèle A) ou avec (modèle B). L'effet des variables intermédiaires sur le risque d'échec à la conception après 12 mois de vie conjugale y est plus ou moins conséquent avec ce que nous avons obtenu pour le fichier « Fécondité5ans ». Encore ici, la période « pré-1700 » et le statut d'immigrant de l'homme ont un effet dépresseur sur la fertilité, contrairement à ce même statut chez la femme qui n'est plus significatif. L'effet d'un mariage hâtif de la femme (avant 18 ans) n'est toujours pas significatif au degré de confiance 95 %, mais il l'est néanmoins au seuil de 90 %. Cette variable souffre cependant d'une forte colinéarité avec la variable d'âge maternel, quant à elle parfaitement significative dans toutes les classes d'âge, et doit donc être interprétée avec circonspection. Notons que les coefficients d'âge maternel suivent le profil attendu, avec un risque d'infertilité croissant à partir de 27 ans, et également avant 18 ans.

Le coefficient de la variable « urbain », qui en l'absence d'enfant précédent ne souffre ici d'aucune interférence avec la variable « mortalité infantile », suggère un risque d'infertilité moins élevé en milieu urbain. La même variable du fichier « Fécondité5ans » donnait des résultats non significatifs, mais elle y était définie moins précisément, en plus d'être parasitée par l'effet d'une mortalité infantile plus forte en ville.

Le remariage, avec ou sans enfants précédents, est la variable qui nous intéressera le plus ici. Pour les femmes, nous voyons que l'effet est complètement opposé dépendamment de la présence de grossesses préalables. Le risque d'infertilité après 12 mois d'une veuve nullipare est en effet 2,5 fois celui des premières mariées, mais pour les veuves déjà mères au moins une fois ce multiple n'est que de 0,6. Il aurait été pertinent, quoique très complexe, de prendre en considération la durée de ce premier mariage, mais même sans cette donnée, nous avons un résultat d'une telle significativité ($P < 0,001$) que nous pouvons affirmer que le succès reproducteur du premier mariage est un facteur prédictif de la durée de l'intervalle protogénésique du second mariage.

Le même effet chez l'homme a été testé dans le modèle B, et bien que la présence d'enfants dans un premier mariage semble encourager la fertilité (OR = 0,85),

leur absence ne prédit rien de significatif. L'ajout de cette variable fait cependant varier les coefficients d'âge paternel de manière non négligeable, leur donnant en fait un niveau de significativité supérieur à 95 % qu'ils n'avaient pas chez les 40-49 ans et 50-59 ans dans le modèle A. Ces résultats nous permettraient d'affirmer qu'un homme jamais marié de 50-59 ans a un risque 47 % plus élevé de souffrir d'infertilité qu'un homme de 20-24 ans, mais que ce risque accru descend à 32 % (et n'est plus significatif à 95 %) lorsqu'on ignore le statut matrimonial. Nous pouvons alors déduire que cela implique une plus faible fertilité des hommes mariés tardivement qui ne serait sans doute pas étrangère à une sélectivité du marché matrimonial, mais cette hypothèse mériterait une plus profonde investigation. Nous nous contenterons donc de souligner ce qui ressort clairement dans les deux options testées, soit un risque d'infertilité plus élevé d'environ 20 % chez les 30-39 ans par rapport aux 20-24 ans, et ce, dans les deux modèles. Encore là, par contre, il y a l'effet possible de la sélectivité, les hommes les moins en santé se mariant possiblement plus tardivement. En nous limitant aux douze premiers mois d'union, nous excluons de l'observation des 30-39 ans tous ceux qui se sont mariés avant mais qui continuent de procréer dans ces âges, pour ne garder que des hommes qui se marient pour la première fois dans la plupart des cas (79,5 % des 30-34 ans et 57,6 % des 35-39 ans). Comme cette proportion devient minoritaire (39,4 %) à partir de 40-44 ans, c'est peut-être ce qui explique le risque moins élevé de cette classe d'âge (OR = 1,12) par rapport aux 35-39 ans (OR = 1,18), bien que non significatif à 95 %.

Notre objectif n'étant pas d'estimer la fertilité en fonction de l'âge au mariage, mais bien celle de *tous les hommes* en fonction de leur âge, ces derniers résultats issus d'intervalles protogénésiques nous apparaissent moins concluants que ceux obtenus avec l'approche par période de fécondité, car ils sont visiblement plus dépendants d'une certaine dynamique de marché matrimonial, du moins selon notre hypothèse. Ce problème s'effacera lorsque nous prendrons en considération la totalité des intervalles de naissances subséquents, même si d'autres irritants surgiront en contrepartie.

4.2.2.2 Intervalles supérieurs

Le modèle multivarié sur les intervalles de parité supérieure, malgré ses imperfections, permet d'aborder la question sous un autre angle. S'il est vrai qu'en ne prenant que les intervalles fermés on introduit inévitablement un biais de surestimation en raison de l'absence des couples désormais stériles, cette censure peut également avoir certains avantages. Nous sommes en effet assurés que les couples avec une naissance ultérieure auront poursuivi leurs rapports sexuels, ce qui n'est pas nécessairement le cas pour les couples stériles. De plus, le calcul d'une durée d'intervalle moyenne, nécessaire lorsque nous voulons observer *tous les hommes* d'un certain âge (et non seulement ceux nouvellement mariés), oblige par définition l'utilisation d'intervalles fermés. C'est pourquoi la démographie historique s'intéresse aussi à ces intervalles, malgré la complexité et les écueils méthodologiques que cela comporte. En utilisant une régression linéaire multiple de base, le modèle multivarié présenté ici n'a pas la prétention d'être parfait. Il doit plutôt être considéré comme un complément d'information au modèle de fécondité par période que nous avons développé plus tôt dans ce chapitre. Il nous aura servi également à estimer précisément l'effet de la mortalité infantile sur le raccourcissement des intervalles, une variable pour laquelle les résultats détaillés - et fort intéressants - sont présentés dans le **tableau A.10** en annexe. D'autres modèles plus appropriés pourraient être proposés pour ce type de données (modèles de risque, de durée, etc.), mais ils mériteraient à eux seuls une nouvelle étude.

En raison du grand nombre d'observations disponibles, nous avons choisi de limiter l'échantillon aux couples avec femmes de 20 à 37,5 ans dans un premier modèle (A), et de 20 à 32,5 ans dans un modèle (B) encore plus restreint. L'âge des hommes en début d'intervalle est quant à lui situé entre 20 et 60 ans. Trois nouvelles variables qui pourraient raccourcir l'intervalle sont ajoutées : l'indication dichotomique d'un ondoisement, d'une naissance gémellaire (Papiernik 1991; Joseph *et al.* 1998; Bryan 2003) et du sexe de l'enfant à naître (Ingemarsson 2003; Vatten & Skjaerven 2004). Comme nous l'avons déjà indiqué, la mortalité de l'enfant précédent est également prise en compte selon son âge au décès en mois.

Les résultats de la régression linéaire multiple sont exposés dans le **tableau 4.7**, qui exclut la majeure partie des coefficients de mortalité infantile. En commençant d'abord avec l'examen des variables intermédiaires, nous voyons que la mortalité infantile a un effet raccourcissant très fort (6 mois de moins) lorsque le décès survient à la naissance ou dans le premier mois. Les intervalles restent significativement plus courts jusqu'au quinzième mois, où les coefficients deviennent abruptement non significatifs (voir **tableau A.10** en annexe).

Tableau 4.7 : Coefficients de la régression sur les intervalles supérieurs

| | Modèle A | | Modèle B | |
|---------------------------------|-------------------------|--------|-------------------------|--------|
| | Femmes de 20 à 37,5 ans | | Femmes de 20 à 32,5 ans | |
| | β | P > z | β | P > z |
| (constante) | 20,540 | 0,0000 | 20,146 | 0,0000 |
| Mort du précédent* | | | | |
| Dans le 1 ^{er} mois | -6,228 | 0,0000 | -6,141 | 0,0000 |
| Dans le ... | ▼ | | ▼ | |
| Dans le 14 ^e mois | -1,403 | 0,0006 | -1,574 | 0,0004 |
| Dans le 15 ^e mois | 0,000 | 0,9998 | 0,080 | 0,8613 |
| Variables intermédiaires | | | | |
| Durée du mariage | 0,239 | 0,0000 | 0,273 | 0,0000 |
| Milieu urbain | -0,529 | 0,0000 | -0,516 | 0,0000 |
| Femme mariée av. 18 ans | 0,311 | 0,0007 | 0,211 | 0,0317 |
| Période avant 1700 | 1,778 | 0,0000 | 1,864 | 0,0000 |
| Femme immigrante | 0,387 | 0,0155 | 0,317 | 0,0658 |
| Homme immigrant | 0,505 | 0,0000 | 0,540 | 0,0000 |
| Ondolement | -0,643 | 0,0024 | -1,011 | 0,0000 |
| Naissance masculine | -0,096 | 0,0704 | -0,082 | 0,1590 |
| Jumeaux | 1,009 | 0,0000 | 1,316 | 0,0000 |
| Âge maternel | | | | |
| 20 à 22,5 ans | 0,000 | - | 0,000 | - |
| 22,5 à 25 ans | 0,283 | 0,0036 | 0,244 | 0,0114 |
| 25 à 27,5 ans | 0,384 | 0,0001 | 0,300 | 0,0030 |
| 27,5 à 30 ans | 0,490 | 0,0000 | 0,356 | 0,0013 |
| 30 à 32,5 ans | 0,522 | 0,0000 | 0,338 | 0,0068 |
| 32,5 à 35 ans | 0,891 | 0,0000 | - | - |
| 35 à 37,5 ans | 1,527 | 0,0000 | - | - |
| Âge paternel | | | | |
| 20 à 29 ans | 0,000 | - | 0,000 | - |
| 30 à 34 ans | 0,032 | 0,6572 | -0,007 | 0,9251 |
| 35 à 39 ans | 0,042 | 0,6255 | -0,047 | 0,6087 |
| 40 à 44 ans | 0,182 | 0,0904 | 0,229 | 0,0608 |
| 45 à 49 ans | 0,374 | 0,0107 | 0,392 | 0,0234 |
| 50 à 54 ans | 0,454 | 0,0314 | 0,224 | 0,3954 |
| 55 à 59 ans | 0,824 | 0,0101 | 0,450 | 0,2633 |
| N = | 132 735 | | 108 876 | |

Degré de significativité : coefficient en *gras italique* = P > 0,05. Voir tableau complet en annexe ix.

Les coefficients pour la durée du mariage, l'urbanité, le mariage hâtif de la femme, la période avant 1800 et le statut d'immigrant de la femme et de l'homme vont tous dans le même sens que les résultats obtenus par les autres approches, avec des degrés de significativité supérieurs à 95 % dans tous les cas, sauf celui de la femme immigrante, en modèle restreint (B) seulement, coefficient qui reste néanmoins significatif au seuil de 90 %. Encore ici, le statut d'immigrant est plus déterminant sur l'homme : le fait d'être né à l'étranger augmenterait la durée des intervalles de plus d'un demi-mois.

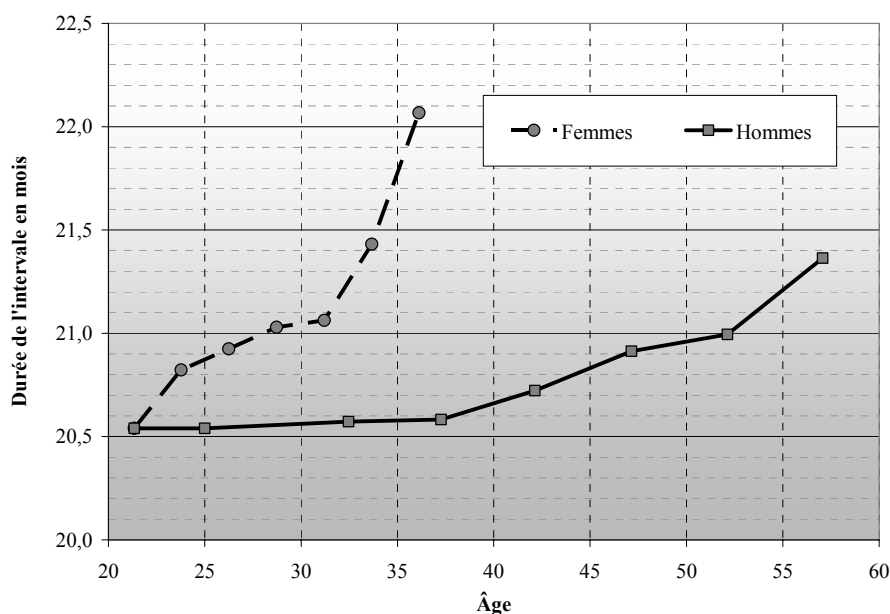
Selon ces résultats, l'ondoiement d'un nouveau-né suivrait un intervalle légèrement plus court, entre deux tiers (A) et un mois entier (B) de moins. Rien de surprenant si l'on considère que cela concernait très souvent des enfants prématurés. Même si elle ne nous apprend rien de grandiose, la prise en compte de cette variable contribue cependant à affiner notre modélisation de la relation. Quant au sexe du nouveau-né, il semble avoir un effet peu significatif sur la durée d'intervalle. Dans le modèle A, la naissance d'un garçon suivrait un intervalle plus court d'environ un dixième de mois, soit 3 jours, ce qui est relativement infime sur une durée de base (constante) de 20,5 mois, mais quand même significatif à 90 %. Nous avons testé avec des femmes de plus de 30 ans exclusivement et le coefficient devenait encore plus significatif, ce qui suggère de plus amples recherches qui ne seront pas sans antécédents (Ingemarsson 2003; Vatten & Skjaerven 2004).

La littérature estime la durée moyenne d'une grossesse simple à 40 semaines, 37 semaines pour des jumeaux, 33,5 pour des triplés et 31,5 pour des quadruplés (Bryan 2003). Selon Papiernik (1991), la gestation de jumeaux se réduirait à aussi peu que 35 semaines. Il aurait donc fallu s'attendre à ce que le coefficient soit négatif d'au moins 0,75 mois; cependant il est plutôt positif et fortement significatif, avec un retard estimé de plus de un mois sur la normale (1,3 mois dans le modèle B). Dans une étude canadienne contemporaine, on estimait à environ 36 semaines la durée d'une grossesse gémellaire, mais on déduisait aussi qu'elle n'était pas constante à travers les époques (Joseph *et al.* 1998). Y aurait-il une explication à trouver dans le caractère historique de nos données? La gémellité n'a sûrement pas les mêmes conséquences dans un régime à forte fécondité, mais ces résultats sont néanmoins très contre-intuitifs. Il y a aussi la

possibilité d'un biais provenant des accouchements volontairement provoqués par les médecins contemporains voulant faciliter la parturition de jumeaux. Dans une investigation plus poussée, il serait probablement intéressant d'explorer la piste émanant de Lummaa *et al.* (1999), selon qui polyovulation et gémellité pourraient survenir en réaction ou « compensation à un avortement spontané » préalable, qui lui vient forcément allonger l'*intervalle*, mais pas la *grossesse*.

Ces résultats « collatéraux » sont bien captivants, mais concentrons nous finalement sur ce qui nous concerne plus formellement : les coefficients d'âge paternel. Passons rapidement par-dessus ceux de l'âge maternel pour dire qu'ils suivent le profil normal, quoique le modèle B (avec les femmes plus jeunes) ne concorde pas tout à fait avec le modèle A. En effet, le retard des femmes de 30 à 32,5 ans par rapport à la durée d'intervalle des 20 à 22,5 ans y est respectivement de 0,34 et 0,52 mois. Les coefficients des hommes changent aussi avec l'inclusion des femmes de 32,5-37,5 ans : à partir de la classe des 50 ans, ils s'amenuisent et deviennent carrément non significatifs. Dans le modèle A, pourtant, ils le sont à partir des 45-49 ans et le restent jusqu'à la fin, avec des valeurs dont la **figure 4.13** nous rapporte l'évolution en compagnie de celles des femmes.

Figure 4.13 : Durée de l'intervalle génésique selon l'âge paternel et maternel



Ainsi, selon ces résultats, la différence moyenne entre la durée d'un intervalle d'un homme de 20 ans et celle d'un homme de 55 à 59 ans ne serait même pas d'un mois, tandis que chez la femme cette différence serait de 1,5 mois entre 20 ans et 36 ans environ. Même si, en raison de l'absence des couples désormais stériles dans l'échantillon, ces derniers résultats ne sont pas formellement utilisables pour estimer l'évolution de la fertilité, on remarquera qu'ils suivent presque exactement l'inverse des courbes obtenues par l'approche des périodes de fécondité, autrement plus convaincante d'un point de vue conceptuel.

Bien qu'elle comporte quelques écueils méthodologiques, cette approche par intervalles nous aura néanmoins permis de préciser l'effet concurrent, ou complémentaire par rapport à l'âge, de certaines variables intermédiaires comme la mortalité infantile, la gémellité ou même le sexe de la progéniture à venir. La flexibilité des données structurées en intervalles autorise des expérimentations impossibles dans l'approche basée sur la fécondité quinquennale. Au final, c'est toutefois cette approche initiale qui aura engendré les résultats les plus probants dans l'optique d'une généralisation biodémographique de la fertilité masculine en fonction de l'âge.

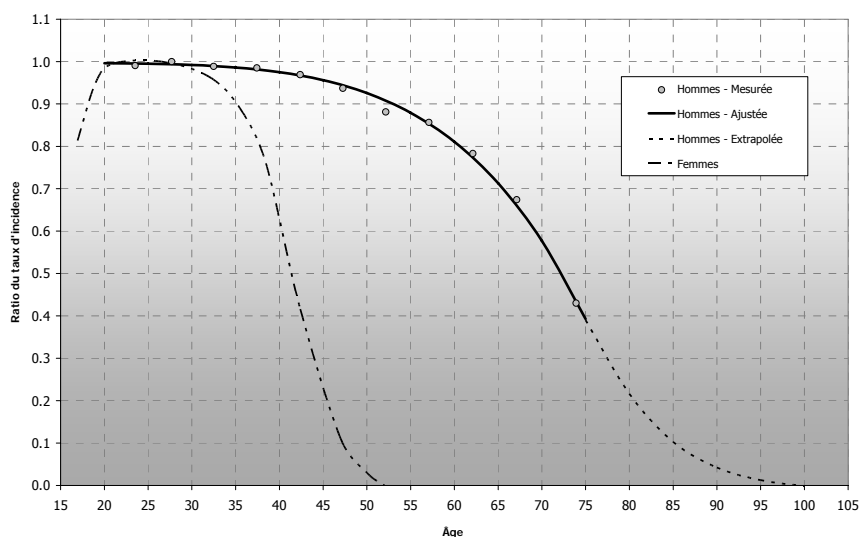
CONCLUSION

La qualité des résultats obtenus par l'exploitation du *Registre de la population du Québec ancien* (RPQA), aux fins d'estimation de la fertilité masculine en fonction de l'âge, nous apparaît des plus manifestes. La cohérence des estimateurs pour chaque groupe d'âge, particulièrement ceux issus de l'approche par fécondité quinquennale, pourrait contribuer à conforter la position de la biodémographie en tant que « thème émergent de l'épidémiologie », tel que l'ont déjà envisagé Olshansky *et al.* (2005).

Globalement, la baisse de la fertilité masculine ne serait significative qu'à partir de 40 ans, mais les fonctions reproductrices conserveraient environ 90 % de leur potentiel chez un homme de 50 ans, et 80 % pour ceux de 60 ans. Cette estimation n'est pas celle du déclin de la fécondabilité de la semence, mais bien celle de la capacité à procréer (engendrer une naissance vivante) en l'absence de contraintes autres que celles du vieillissement de l'homme. La dysfonction érectile ou la simple baisse de libido ne sont pas étrangères à ce vieillissement, aussi il est intéressant de noter que la fertilité semble suivre une courbe décroissante sensiblement proche de l'inverse de celle de l'impuissance. La confirmation de cette hypothèse reste cependant très approximative, car il ne nous est pas possible ici de mesurer la part relative de la fécondabilité et de la vitalité sexuelle dans la détermination du niveau de fertilité. Nous pouvons cependant confronter les estimations d'impuissance complète selon l'âge de la **figure 1.3** (p.26) aux valeurs de la fertilité masculine que nous proposons dans la **figure 5.1** (page suivante), même si ces deux dimensions ne sont pas directement comparables de par leur unité de mesure. Dans tous les cas, il est primordial de ne pas confondre des concepts comme fécondité, fertilité, sexualité et fécondabilité, même s'ils sont tous intrinsèquement liés. Par l'observation de la fécondité des couples, sans pouvoir mesurer ni la vitalité sexuelle ni la fécondabilité physiologique des conjoints, cette étude aura pu confirmer que l'âge de la femme influe bien davantage sur sa fertilité que ne le fait l'âge de l'homme.

Dans la **figure 5.1**, nous avons extrapolé jusque vers 98 ans maximum la courbe de la fertilité, mais nous serions tentés de nous demander si un homme pourrait éventuellement procréer jusqu'à 100 ans? Avec de très grandes populations, l'exception la plus extrême est toujours possible, mais pour arriver à tracer la courbe de l'extinction complète de la fertilité masculine, il faudra augmenter encore davantage la taille des échantillons pour atteindre des résultats significatifs. Il est cependant probable que nous ne puissions jamais obtenir un effectif suffisant pour les plus de 90 ans. Dans tous les cas, la poursuite des travaux de reconstitution des familles du RPQA ne saurait nuire à la cause de la biodémographie, ne serait-ce que pour approfondir les « résultats collatéraux » que nous avons obtenus pour l'effet de la gémellité, du sexe de l'enfant, du rang de mariage ou même du statut d'immigrant.

Figure 5.1 : Estimation de la fertilité masculine et féminine selon l'âge



À la lumière de ces résultats, nous pourrions à tout le moins proposer que les études en fertilité ou fécondabilité humaine intègrent systématiquement l'âge de l'homme comme variable de contrôle lorsque certains des sujets sont âgés de plus de 40 ans, ou même qu'elles excluent de leur échantillon les couples qui concernent des hommes de plus de 60 ans. Aussi, nous serions portés à situer vers 50 ans plutôt que 40 le début du véritable déclin de la fertilité masculine, comme l'avait déjà suggéré certains auteurs (de la Rochebrochard *et al.* 2003). Le résumé des études sur le sujet recensées par ces mêmes auteurs est d'ailleurs disponible dans le **tableau A.13** de l'annexe.

Il ne faudrait surtout pas oublier cependant que ces résultats sont ceux obtenus à partir d'une population historique bénéficiant de conditions très favorables. Rien ne garantit que les hommes contemporains puissent se soustraire aux effets cumulatifs et dégradants des divers polluants qui s'accumulent dans le corps au cours d'une vie. À l'opposé, nous pourrions conjecturer que les limites de la longévité reproductrice puissent suivre la même évolution que l'espérance de vie, en croissance constante. Si cette dernière a elle-même des limites, c'est paradoxalement l'étude de marqueurs du vieillissement comme la fertilité qui pourrait nous les dévoiler (Carnes *et al.* 2003).

Si la réalité du déclin de la fertilité lié à l'âge de la femme n'est pas toujours bien assimilée dans les sociétés occidentales (Adashi *et al.* 2000), même chez les individus les plus instruits (Lampic *et al.* 2006), il y a fort à parier que les enjeux biologiques et sociaux de la paternité tardive sont encore plus nébuleux dans l'esprit des gens. Un sondage mené en février 2007 par le fabricant du premier instrument d'analyse de sperme à domicile (*Fertell*[®]) révèle que 44 % des hommes américains sont ignorants du déclin de leur fertilité avec l'âge (Genosis 2007).

Il est vrai, nous l'avons bien vu, que l'effet de l'âge est beaucoup moins important, quoique bien réel, chez l'homme que chez la femme. Il semble même que les nouvelles technologies de reproduction assistée puissent éliminer en grande partie, ou même totalement, l'effet de l'âge paternel (Gallardo *et al.* 1996; Spandorfer *et al.* 1998; Paulson *et al.* 2001; Kumtepe *et al.* 2003; Aboulghar *et al.* 2007). Comme l'âge de l'homme et de la femme sont, et seront, vraisemblablement toujours corrélés, les hommes courent quand même le risque d'échouer dans leur projet de paternité s'ils le repoussent continuellement. Selon un modèle informatique basé sur les taux de succès actuels, la fécondation assistée ne peut rattraper que la moitié des naissances perdues par un report par la femme d'une première tentative de grossesse de 30 ans à 35 ans, et moins de 30 % de celles-ci lorsqu'elle la repousse de 35 ans à 40 ans (Léridon 2004). Les conséquences de la fécondation *in vitro* sur la santé de la progéniture (gémellité, faible poids, etc.) sont également une dimension que l'on ne doit pas ignorer (Lambert 2002; CMQ 2006) avant de mettre sa destinée entre les mains rassurantes d'une utopique

médecine toute-puissante. Les effets à long terme d'une éventuelle contraception hormonale masculine qui deviendrait réalité (Matthiesson & McLachlan 2006) devraient également faire l'épreuve d'une évaluation des plus avisées.

En fait, advenant la confirmation définitive des conséquences génétiques de la paternité tardive, déjà bien entamée (Zhu *et al.* 2005a; Dakouane-Giudicelli *et al.* 2006; Yang *et al.* 2007), le danger nous semblera résider dans la *capacité* soutenue, et non l'*incapacité*, d'avoir des enfants. Si la nature empêche les femmes de procréer à mesure qu'augmentent les risques de maladies génétiques d'une éventuelle progéniture, en est-il de même pour les hommes? À fertilité « égale », l'homme et la femme offrent-ils le même risque de malformation congénitale? Tel est le genre de questions auxquelles il faudrait répondre avant de banaliser la paternité tardive.

En plus du risque accru de veuvage et d'orphelinage, un grand écart d'âge entre le père et ses enfants pose le risque d'une grande disparité culturelle du fait des inévitables changements sociaux et personnels (Bledsoe *et al.* 2000). Ce risque potentiel de « désuétude parentale » est d'autant plus présent aujourd'hui, où les comportements et les mentalités évoluent à un rythme autrement plus rapide qu'à l'époque de la Nouvelle-France. Cette question soulève le besoin accru d'enquêtes socioculturelles sur la fécondité tardive, autant des hommes que des femmes, en complément de l'orientation biologique privilégiée dans la présente étude. La littérature « sociodémographique » s'est définitivement très peu aventurée dans le domaine (Bianchi 1998; Forste 2002), mais il n'est jamais trop tard pour bien faire.

Avant de diffuser trop allègrement l'information selon laquelle la fertilité des hommes se maintient bien au-delà de celle des femmes, il serait sage de réfléchir aux conséquences envisageables. Par exemple, la valorisation d'un certain « modèle » de paternité tardive, qui entraîne logiquement une courte espérance de vie auprès de l'enfant grandissant, risquerait de favoriser la représentation collective d'un homme dont le rôle social se résumerait à la procréation biologique, sans égards aux implications et responsabilités parentales. Il importe donc de ne pas réduire la « capacité paternelle » à l'approche biodémographique que nous avons privilégiée dans ce document.

BIBLIOGRAPHIE

- ABOULGHAR, M.A.; R.T. MANSOUR, H.G. AL-INANY *et al.* (2007). **Paternal age and outcome of intracytoplasmic sperm injection.** *Reproductive BioMedicine Online*, 14(5): pp.588-592.
- ADASHI, E.; COHEN, J. *et al.* (2000). **Public perception on infertility and its treatment: an international survey.** *Human Reproduction*, 15(2): pp.330-334.
- AGARWAL, A.; DEEPINDER, F.; SHARMA, R.K.; RANGA, G.; LI, J. (2008). **Effect of cell phone usage on semen analysis in men attending infertility clinic: an observational study.** *Fertility and Sterility*, 89(1): pp.124-128.
- AITKEN, R.J., BENNETTS, L.E., SAWYER, D., WIKLENDT, A.M. & KING, B.V. (2005). **Impact of radio frequency electromagnetic radiation on DNA integrity in the male germ line.** Published online 31 March 2005. *International Journal of Andrology*, 28.
- AITKEN, R.J., KOOPMAN, P. & LEWIS, S.E.M. (2004). **Seeds of concern.** *Nature*, 432: pp.48-52.
- AKRE, Olof; Sven CNATTINGIUS, Reinhold BERGSTROM *et al.* (1999). **Human fertility does not decline: evidence from Sweden.** *Fertility and Sterility*, 71(6): pp.1066-1069.
- AMANN, R.P. & G.E. SEIDEL Jr (2007). **Testis development, beef consumption and study methods.** *Human Reproduction*, 22(9): pp.2572-2573
- ASRM - AMERICAN SOCIETY FOR REPRODUCTIVE MEDICINE (2006). *“Advancing Age Decrease Your Ability To Have Children”*. Affiche pour campagne de sensibilisation auprès du grand public. Consulté le 20 avril 2007. URL : <http://www.protectyourfertility.org/pdfs/age.pdf>
- ANDERSON, Barbara (1975). **Male age and infertility. Result from Ireland prior to 1911.** *Population Index*; 41: pp.561-567.
- ANDERSON, Michael (1998). **Fertility decline in Scotland, England and Wales, and Ireland: Comparisons from the 1911 Census of Fertility.** *Population Studies*, 52, pp.1-20.
- ANWAY, M.D.; CUPP, A.S.; UZUMCU, M. & SKINNER, M.K. (2005). **Epigenetic Transgenerational Actions of Endocrine Disruptors and Male Fertility.** *Science*, 308: pp.1466-1469.
- ARAVINDAKSHAN, Jayaprakash; Valérie PAQUET, Mary GREGORY *et al.* (2004). **Consequences of Xenoestrogen Exposure on Male Reproductive Function in Spottail Shiners (*Notropis hudsonius*).** *Toxicological Sciences*, 78: pp.156-165.
- ASKLUND, Camilla; T.K. JENSEN, N. JØRGENSEN, A. TABOR, L. SPERLING, N.E. SKAKKEBÆK (2007). **Twin pregnancy possibly associated with high semen quality.** *Human Reproduction*, 22(3): pp.751-755.
- ASTOLFI, Paola; DE PASQUALE, Antonio; ZONTA, Laura Attinia (2006). **Paternal Age and Preterm Birth in Italy, 1990 to 1998.** *Epidemiology*, 17(2): pp.218-221.
- AUGER, Jacques; Jean Marie KUNSTMANN, Françoise CZYGLIK and Pierre JOUANNET (1995). **Decline in Semen Quality among Fertile Men in Paris during the Past 20 Years.** *New England Journal of Medicine*, 332(5): pp.281-285.

- BARNHART, K. (2006). **The challenge and enjoyment of the interpretation of epidemiologic data.** *Fertility and Sterility*, 86(3): pp.527-528.
- BASSO, O.; JUUL, S.; OLSEN, J. (2000). **Time to pregnancy as a correlate of fecundity: differential persistence in trying to become pregnant as a source of bias.** *International Journal of Epidemiology*, 29(5): pp.856-861.
- BATES, Réal (1986). **Les conceptions pré-nuptiales dans la vallée du Saint-Laurent avant 1725.** *Revue d'histoire de l'Amérique française*, 40(2): pp.253-272.
- BEAUCHAMP, Pierre; Hubert CHARBONNEAU; Bertrand DESJARDINS et Jacques LÉGARÉ (1977). **La reconstitution automatique des familles: un fait acquis.** in *La mesure des phénomènes démographiques. Hommage à Louis Henry. Population*, 32, no spécial, pp.375-399.
- BÉLANGER, Pauline & Yves LANDRY, avec la collaboration de René JETTÉ (1990). *Inventaire des registres paroissiaux catholiques du Québec 1621-1876.* Montréal : Les Presses de l'Université de Montréal, 354 p.
- BERRY, W.D. (1993). *Understanding Regression Assumptions.* Newbury Park, CA; London : Sage, 91 p.
- BHASIN, S. (2007). **Secular decline in male reproductive function: Is manliness threatened?** *Journal of Clinical Endocrinology & Metabolism*; 92(1): pp.44-45.
- BIANCHI, Suzanne M. (1998). **Introduction to the Special Issue: "Men in Families".** *Demography*, 35(2) suppl: p. 133.
- BIDEAU, Alain et PERRENOUD, Alfred (1981). **Remariage et fécondité. Contribution à l'étude des mécanismes de récupération des populations anciennes.** in *Mariage et remariage dans les populations du passé*, sous la direction de Jacques Dupâquier, Étienne Hélin, Peter Laslett, Massimo Livi-Bacci et Solvi Sogner. London, Academic Press, pp.547-559.
- BLECH, Jörg (2006). *Inventing Disease and Pushing Pills: Pharmaceutical Companies and the Medicalisation of Normal Life*, traduit par Gisela Wallor Hajjor. Routledge, Abingdon, 176 p.
- BLEDSE C. & HILL A. (1998). **Social norms, natural fertility, and the resumption of postpartum 'contact' in the Gambia.** in Basu AM et Aaby P (eds), *The methods and uses of anthropological demography.* Clarendon Press, Oxford, pp.268-297.
- BLEDSE, Caroline; Susana LERNER, Jane I. GUYER (eds) (2000). *Fertility and the male life-cycle in the era of fertility decline.* Oxford : University Press, New York, 376 p.
- BOIVIN, Jacky, Laura BUNTING, John A. COLLINS, and Karl G. NYGREN (2007). **International estimates of infertility prevalence and treatment-seeking: potential need and demand for infertility medical care.** *Human Reproduction*, 22(6): pp.1506-1512.
- BONDE J.P., ERNST E., JENSEN T.K., HJOLLUND N.H. *et al.* (1998). **Relation between semen quality and fertility: a population-based study of 430 first-pregnancy planners.** *Lancet*, 352(9135): pp.1172-1177.
- BONGAARTS, John (1975). **A method for the estimation of fecundability.** *Demography* 12: 645-60.
- BONGAARTS, John (1978). **A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility.** *Population and Development Review*, 4(1): pp.105-132.

- BOZON, Michel (2002). « **Démographie et sexualité** » in Jacques Vallin et Guillaume Wunsch (dir.) *Démographie : analyse et synthèse, Tome II, Les déterminants de la fécondité*. Paris, Ined, pp.103-142.
- BRAY, Isabelle; David GUNNELL, George DAVEY SMITH (2006). **Advanced paternal age: How old is too old?** *Journal of Epidemiology & Community Health*, 60: pp.851-853.
- BRIEDESCAS, R.G. (2001). **Reproductive ecology and life history of the human male**. *American Journal of Physical Anthropology*, 33(Suppl.): pp.148-176.
- BRIEDESCAS, R.G. (2006). **On the Evolution, Life History, and Proximate Mechanisms of Human Male Reproductive Senescence**. *Evolutionary Anthropology*, 15: pp.132-141
- BROUARD, Nicolas (1977). **Évolution de la fécondité masculine depuis le début du siècle**. *Population (Fr)*, 32(6): pp.1123-1158
- BRUN, Josette (2006). *Vie et mort du couple en Nouvelle-France : Québec et Louisbourg au XVIIIe siècle*. Montréal : McGill-Queen's University Press, Études d'histoire du Québec, 200 p.
- BRUNET, Guy (2004). **Biologie et histoire de la population**. *Annales de démographie historique* 108(2): pp.5-17.
- BRYAN, Elizabeth (2003). **The impact of multiple preterm births on the family**. *BJOG: An International Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 110(20): pp.24-28.
- BUJAN, L., DAUDIN, M., CHARLET, J.P., THONNEAU, P. and MIEUSSET, R. (2000). **Increase in scrotal temperature in car drivers**. *Human Reproduction*, 15: pp.1355-1357.
- BUSS, David M. (2003). *The evolution of desire : strategies of human mating*. New York : BasicBooks, 354 p.
- CALDWELL, J.C. & CALDWELL, P. (1977). **The Role of Marital Sexual Abstinence in Determining Fertility: A Study of the Yoruba of Nigeria**. *Population Studies*, 31: pp.193-217.
- CAREY, J.R., & J.W. VAUPEL (2005). **Biodemography**. in D. Poston and M. Micklin, eds. *Handbook of Population*. Kluwer Academic/Plenum, New York. pp.625-658.
- CARLSEN, E.; GIWERCMAN, A.; KEIDING, N. & SKAKKEBAEK, N.E. (1992). **Evidence for decreasing quality of semen during past 50 years**. *British Medical Journal*, 305(6854): pp.609-613.
- CARNES, B.A.; S.J. OLSHANSKY, D. GRAHN (2003). **Biological evidence for limits to the duration of life**. *Biogerontology*, 4(1): pp.31-45.
- CHANG, H.S.; ANWAY, M.D.; REKOW, S.S.; SKINNER, M.K. (2006). **Transgenerational epigenetic imprinting of the male germ-line by endocrine disruptor exposure during gonadal sex determination**. *Endocrinology*, 147: pp.5524-5541.
- CHARBONNEAU, Hubert (1980). **Jeunes femmes et vieux maris: la fécondité des mariages précoces**. *Population*, 35(6): pp.1101-1122.
- CHARBONNEAU, Hubert (1995). **Louis Henry et la démographie historique**. *Population (Fr)*, 50(6): pp.1663-1671.
- CHARBONNEAU, Hubert; Bertrand DESJARDINS et Pierre BEAUCHAMP (1978). **Le comportement démographique des voyageurs sous le régime français**. *Histoire sociale/Social History*, 11(21): pp.120-133.

- CHARBONNEAU, Hubert; Bertrand DESJARDINS, André GUILLEMETTE, Yves LANDRY, Jacques LÉGARÉ et François NAULT, avec la collaboration de Réal BATES et Mario BOLEDA (1987). *Naissance d'une population. Les Français établis au Canada au XVIIe siècle*. Paris et Montréal : Presses Universitaires de France, Presses de l'Université de Montréal, 232 p.
- CHARLTON, Rodger (2004). **Ageing male syndrome, andropause, androgen decline or mid-life crisis?** *The Journal of Men's Health & Gender*, 1(1): pp.55-59.
- CLARK, Gregory & Gillian HAMILTON (2004). **Was Pre-Industrial Society Malthusian? Tests from England and New France**. Working paper, UC-Davis.
URL : www.chass.utoronto.ca/~hamiltng/life05/Was%20Pre-Industrial%20Society%20Malthusian--Evidence%20July05.pdf
- COALE, A.J. & TRUSSELL, T.J. (1974). **Model Fertility Schedules: Variations in the Age Structure of Childbearing in Human Populations**. *Population Index*, 40 : pp.185-258. (Erratum, *Population Index*, 41, p. 572)
- CMQ - COLLÈGE DES MÉDECINS DU QUÉBEC (28 mars 2006). *Procréation assistée : le Collège des médecins invite à bien mesurer les risques*. Communiqué de presse.
URL : www.cmq.org
- COMHAIRE, F.H.; A.M.A. MAHMOUD and F. SCHOONJANS (2007). **Sperm quality, birth rates and the environment in Flanders (Belgium)**, *Reproductive Toxicology*, 23(2): pp.133-137.
- COOPER, T.G.; BRAZIL, C.; SWAN, S.H.; OVERSTREET, J.W. (2007). **Ejaculate volume is seriously underestimated when semen is pipetted or decanted into cylinders from the collection vessel**. *Journal of Andrology*, 28(1): pp.1-4.
- CZEIZEL, A.; ROTHMAN, K.J. (2002). **Does relaxed reproductive selection explain the decline in male reproductive health? A new hypothesis**. *Epidemiology*, 13(1): pp.113-114.
- DAKOUANE-GIUDICELLI, M. *et al.* (2006). **Paternité tardive : aspects spermatiques et génétiques**. *Gynécologie Obstétrique & Fertilité*, In Press, Corrected Proof, En ligne, 22 Août 2006, URL : www.sciencedirect.com
- DAVIS, Anthony (1998). **Age Differences in Dating and Marriage: Reproductive Strategies or Social Preferences?** *Current Anthropology*, 39(3): pp.374-380.
- DAVIS, Kingsley & BLAKE, Judith (1956). **Social structure and fertility: An analytic framework**. *Economic Development and Cultural Change*, 4(4): pp.211-235.
- DE LA ROCHEBROCHARD, E. et P. THONNEAU. (2002). **Paternal age and maternal age are risk factors for miscarriage; results of a multicentre European study**, *Human Reproduction*, 17: pp.1649-1656.
- DE LA ROCHEBROCHARD, E. et P. THONNEAU. (2003). **Paternal age ≥ 40 years: An important risk factor for infertility**. *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 189(4): pp.901-905.
- DE LA ROCHEBROCHARD, E.; de MOUZON, J.; THEPOT, F.; THONNEAU, P. (2006). **Fathers over 40 and increased failure to conceive: the lessons of in vitro fertilization in France**. *Fertility & Sterility*, 85: pp.1420-1424.
- DE LA ROCHEBROCHARD, E.; K. MCELREAVEY et P. THONNEAU. (2003). **Paternal age over 40 years the "amber light" in the reproductive life of men?**, *Journal of Andrology*, 24: pp.459-465.

- DE LA ROCHEBROCHARD, Élise (1999). **Les âges à la puberté des filles et des garçons en France. Mesures à partir d'une enquête sur la sexualité des adolescents.** *Population (Fr)*, 54(6): pp.933-962.
- DE LA ROCHEBROCHARD, Élise (2000). *Modélisation de la baisse de la fertilité avec l'âge de la femme et l'âge de l'homme.* Thèse de biomathématique, Université Pierre et Marie Curie, 438 p.
- DE LA ROCHEBROCHARD, Élise (2001). **Stérilité, fertilité: la part des hommes .** *Population et Sociétés*, 371 : pp.1-4.
- DE ROSA, M.; ZARRILLI, S.; PAESANO, L.; CARBONE, U.; BOGGIA, B.; PETRETTA, M.; MAISTO, A.; CIMMINO, F.; PUCA, G.; COLAO, A and LOMBARDI, G. (2003). **Traffic pollutants affect fertility in men.** *Human Reproduction*, 18: pp.1055-1061.
- DELBARCO-TRILLO, J. & FERKIN, M.H. (2004). **Male mammals respond to a risk of sperm competition conveyed by odours of conspecific males.** *Nature*, 431: pp.446-449.
- DESIJARDINS, Bertrand (1998). **Le Registre de la population du Québec ancien .** *Annales de démographie historique*, 2 : pp.215-226.
- DESIJARDINS, Bertrand; BIDEAU, Alain; BRUNET, Guy (1994). **Age of mother at last birth in two historical populations.** *Journal of Biosocial Science*, 26(4): pp.509-516.
- DESIJARDINS, Bertrand & Pierre BEAUCHAMP (1997). **Reconstitution automatique des familles: couplage de l'information déficiente et achèvement.** *Population et famille*, 42(3): pp.87-111.
- DILLON, Lisa (2007). **Motherhood after age 40 in eighteenth-century Québec.** in *Actes du Congrès « Une démographie au féminin: trajectoires et risques dans la vie des femmes, XIXe-XXIe siècles » - Les Dix-huitièmes Entretiens Jacques-Cartier.* Rhône-Alpes, à paraître.
- DUNSON, D.B.; D.D. BAIRD and B. COLOMBO (2004). **Increased Infertility With Age in Men and Women.** *Obstetrics & Gynecology*, 103: pp.51-56
- ELLISON, P.T. (1990). **Human Ovarian Function and Reproductive Ecology: New Hypotheses.** *American Anthropologist, New Series*, 92(4): pp.933-952.
- ELLISON, P.T. (1991). **Reproductive Ecology and Human Fertility.** In *Applications of Biological Anthropology to Human Affairs.* G.W. Lasker and C.G.N. Mascie-Taylor (eds). Cambridge, Cambridge University Press, pp.14-54.
- ESKENAZI, B. *et al.* (2003). **The association of age and semen quality in healthy men.** *Human Reproduction*, 18: pp.447-454.
- ESPENSHADE, Thomas J. (1971). **A New Method for Estimating the Level of Natural Fertility in Populations Practicing Birth Control.** *Demography*, 8(4): pp.525-536.
- EUSTACHE, F.; LESFARRE, C.; CANNIVENC, M.C.; JOUANNET, P.; CRAVEDI, J.P.; AUGER, J. (2003). **Reproductive effects of chronic exposure (from conception to adulthood) to low concentrations of genistein and vinclozolin in male Wistar rats: protocol and preliminary results.** *Andrologie*, 13(2): pp.170-178.
- FADDY, M.J.; SILBER, S.J.; GOSDEN, R.G. (2001). **Intra-cytoplasmic sperm injection and infertility.** *Nature Genetics*, 29: p.131.

- FEJES, I., ZÁVACZKI, Z., SZÖLLOŐSI, J., KOLOSZÁR, S., DARU, J., KOVÁCS, L. *et al.* (2005). **Is there a relationship between cell phone use and semen quality?** *Archives of Andrology*, 51: pp.385-393.
- FELDMAN, H.A.; I. GOLDSTEIN, D.G. HATZICHRISTOU, R.J. KRANE and J.B. MCKINLAY (1994). **Impotence and its medical and psychosocial correlates: results of the Massachusetts Male Aging Study**, *Journal of Urology*, 151: p. 54.
- FENSTER, L.; KATZ, D.F.; WYROBEK, A.J.; PIEPER, C.; REMPEL, D.M. *et al.* (1997). **Effects of psychological stress on human semen quality**. *Journal of Andrology*, 18(2): pp.194-202
- FERRARI, R.M.; COONEY, M.A.; VEXLER, A.; Liu, A. and BUCK LOUIS, G.M. (2007). **Time to pregnancy and multiple births**. *Human Reproduction*, 22 : pp.407-413.
- FISCH H., HYUN G., GOLDEN R. *et al.* (2003). **The influence of paternal age on Down syndrome**. *Journal of Urology*, 169: pp.2275-2278.
- FISCH, H & GOLUBOFF, E.T. (1996). **Geographic variations in sperm counts: a potential cause of bias in studies of semen quality**. *Fertility and Sterility*, 65(5): pp.1044-1046
- FISCH, H.; HYUN, G. and GOLDEN, R. (2000). **The possible effects of environmental estrogen disrupters on reproductive health**. *Current Urology Reports*, 1(4): pp.253-261.
- FLANDRIN, Jean-Louis (1970). *L'Église et le contrôle des naissances*. Paris : Flammarion, 137 p.
- FLANDRIN, Jean-Louis (1975). *Les amours paysannes : amour et sexualité dans les campagnes de l'ancienne France (XVIe-XIXe siècle)*. Paris : Gallimard/Julliard, 255 p.
- FLANDRIN, Jean-Louis (1981). *Le sexe et l'Occident : évolution des attitudes et des comportements*. Paris : Seuil, 375 p.
- FLANDRIN, Jean-Louis (1983). *Un temps pour embrasser : aux origines de la morale sexuelle occidentale (VIe-XIe siècle)*. Paris : Seuil, 249 p.
- FLANDRIN, Jean-Louis (1984). *Familles : parenté, maison, sexualité dans l'ancienne société - Édition revue*. Paris : Seuil, 285 p.
- FLEURY, Michel & Louis HENRY (1956). *Des registres paroissiaux à l'histoire de la population. Manuel de dépouillement et d'exploitation de l'état civil ancien*. Paris : INED, 202 p.
- FORD, W.C.L. *et al.* (2000). **Increasing paternal age is associated with delayed conception in a large population of fertile couples: evidence for declining fecundity in older men**. *Human Reproduction*, 15: pp.1703-1708
- FORSTE, Renata (2002). **Where are All the Men?: A Conceptual Analysis of the Role of Men in Family Formation**. *Journal of Family Issues*, 23(5): pp.579-600.
- GAGNON, Alain; Ryan MAZAN; Bertrand DESJARDINS; & Ken R. SMITH (2005). **Post-reproductive longevity in a natural fertility population**. Paper presented at the *International Seminar on Kinship and Demographic Behavior*. Salt Lake City, Utah, USA.
- GAGNON, Serge (1990). *Plaisir d'amour et crainte de Dieu : sexualité et confession au Bas-Canada, Sainte-Foy* : PUL, 202 p.

- GALLARDO, E.; SIMON, C.; LEVY, M.; GUANES, P.P.; REMOHI, J.; Pellicer, A. (1996). **Effect of age on sperm fertility potential: oocyte donation as a model.** *Fertility & Sterility*, 66: pp.260-264.
- GAUVREAU, Danielle (1987). **Nuptialité et catégories professionnelles à Québec pendant le régime français.** *Sociologie et Sociétés*, 19(1): pp.25-35.
- GENOSIS Inc. (25 juillet 2007). *Survey Shows Knowledge Gap and High Anxiety are Key Contributors to a Lack of Discussion Surrounding Fertility.* Communiqué de presse.
URL : www.prnewswire.com/cgi-bin/stories.pl?ACCT=104&STORY=/www/story/07-25-2007/0004632026&EDATE=
- GINI, Corrado. (1924). **Premières recherches sur la fécondabilité de la femme.** In *Proceedings of the International Mathematics Congress*, 11: pp.889-892.
- GINSBERG, T.B. (2006). **Aging and sexuality.** *Medical Clinics of North America*, 90(5): pp.1025-1036.
- GOLDMAN, N. & M. MONTGOMERY (1989). **Fecundability and husband's age.** *Social Biology*, 36(3-4): pp.146-166.
- GRADA, Cormac O. (1991). **New Evidence on the Fertility Transition in Ireland 1880-1911.** *Demography*, 28(4): pp.535-548.
- GRÉMION; TOUZARD *et al.* (2006). *L'Église et la contraception : l'urgence d'un changement.* Paris : Bayard (Questions en débat), 183 p.
- GRUMMER-STRAWN, L.M.; P.W. STUPP; Z. MEI (1998). **Effect of a child's death on birth spacing: A cross-national analysis.** in M.R. Montgomery and B. Cohen (eds.), *From Death to Birth: Mortality Decline and Reproductive Change.* Washington DC, National Academy Press, pp.39-73.
- GUÉRIN, J.F. & de MOUZON, J. (1997). **Âge de l'homme et fertilité.** *Contraception, Fertilité, Sexualité*; 25(7-8), pp.515-518.
- GUPTA, C. (2000). **Reproductive Malformation of the Male Offspring Following Maternal Exposure to Estrogenic Chemicals.** *Experimental Biology and Medicine*, 224(2): pp.61-68.
- HAMILTON, Gillian & SLOW, Aloysius (1999). *Marriage and Fertility in a Catholic Society: Eighteenth-Century Quebec.* Manuscript. University of Toronto, Department of Economics. 46 p.
- HANDELSMAN, D.J. (2002). **Male reproductive ageing: human fertility, androgens and hormone dependent disease.** *Novartis Foundation Symposium*, 242: pp.66-77.
- HARMAN, Mitchell S. (1978). **Clinical Aspects of Aging of the Male Reproductive system.** in *The Aging Reproductive System*, Schneider E.L. (ed.), Raven Press, New York, pp.29-58.
- HATZIMOURATIDIS, Konstantinos (2007). **Epidemiology of Male Sexual Dysfunction.** *American Journal of Men's Health*, 1(2): pp.103-125.
- HELLSTROM, W.J.G. *et al.* (2006). **Semen and Sperm Reference Ranges for Men 45 Years of Age and Older.** *Journal of Andrology*, May 1; 27(3): 421-428.
- HEMMINKI, E.; GISSLER, M.; MERILAINEN, J.(1999). **Reproductive effects of in utero exposure to estrogen and progestin drugs.** *Fertility and Sterility*, 71 (6), pp.1092-1098.
- HENRY, Louis & Alain BLUM (1988). *Techniques d'analyse en démographie historique 2e éd*, Paris : INED, 180 p.

- HENRY, Louis (1953). **Fondements théoriques des mesures de la fécondité naturelle.** *Revue de l'Institut International de Statistique*, 21(3): pp.135-151.
- HENRY, Louis (1961). **Some data on natural fertility.** *Eugenics Quarterly*, 8(2): pp.81-91.
- HENRY, Louis (1979). **Concepts actuels et résultats empiriques sur la fécondité naturelle.** in H. Leridon and J. Menken (eds.), *Natural Fertility/Fécondité Naturelle*. Liège, IUSSP, pp.15-28.
- HENRY, Louis (éd.) (1981). *Dictionnaire démographique multilingue, 2e édition française*. Liège : Ordina, 179 p.
- HOPPIN, Jane A. (2003). **Male Reproductive Effects of Phthalates: An Emerging Picture.** *Epidemiology*, 14(3): pp.259-260.
- INGEMARSSON, Ingemar (2003). **Gender aspects of preterm birth.** *An International Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 110(20): pp.34-44.
- ISQ - INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2006). *Taux de fécondité par âge des hommes, Québec, 1951-2005*. Données non-publiées gracieusement fournies par M. Louis Duchesne.
- ISQ - INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC (2007). *Table de mortalité abrégée selon le sexe, Québec, 2004-2006*. Publié le 29 mai 2007, consulté le 5 décembre 2007.
URL : www.stat.gouv.qc.ca/donstat/societe/demographie/naisn_decès/307.htm
- JAMES, William H. (2007). **Monitoring reproductive health in Europe: what are the best indicators?** *Human Reproduction*, 22(5): pp.1197-1199.
- JASIEŃSKA, Grazyna, Anna ZIOMKIEWICZ, Peter T ELLISON, Susan F LIPSON, and Inger THUNE (2004). **Large breasts and narrow waists indicate high reproductive potential in women.** *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences*, 271(1545): pp.1213-1217.
- JOFFE, Michael (2000). **Time trends in biological fertility in Britain.** *The Lancet*; 355(9219): pp.1961-1965.
- JOFFE, Michael (2003). **Infertility and environmental pollutants.** *British Medical Bulletin*, 68(1): pp.47-70.
- JOFFE, Michael; J. KEY, N. BEST, N. KEIDING, T. SCHEIKE, T. KOLD JENSEN (2005). **Studying Time to Pregnancy by Use of a Retrospective Design.** *American Journal of Epidemiology*, 162: pp.115-124.
- JONES, Doug *et al.* (1995). **Sexual Selection, Physical Attractiveness, and Facial Neoteny: Cross-cultural Evidence and Implications.** *Current Anthropology*, 36(5): pp.723-748.
- JOSEPH, K.S.; M.S. KRAMER, S. MARCOUX, A. OHLSSON, S.W. WEN, A. ALLEN *et al.* (1998). **Determinants of preterm birth rates in Canada from 1981 through 1983 and from 1992 through 1994.** *New England Journal of Medicine*, 339: pp.1434-1439.
- JOUANNET P., WANG C., EUSTACHE F., KOLD-JENSEN T., AUGER J. (2001). **Semen quality and male reproductive health: the controversy about human sperm concentration decline.** *APMIS*, 109(5): pp333-344.
- JUUL, S.; W. KARMAUS; J. OLSEN (1999). **Regional differences in waiting time to pregnancy: pregnancy-based surveys from Denmark, France, Germany, Italy and Sweden.** *Human Reproduction*, 14: pp.1250-1254.
- KAPRIO, J.; KOSKENVUO, M.; RITA, H. (1987). **Mortality after bereavement: a prospective study of 95,647 widowed persons.** *American Journal of Public Health*, 77(3): pp.283-287.

- KARMEL, P.H. (1947). **The Relations between Male and Female Reproduction Rates.** *Population Studies*, 1(3): pp.249-274.
- KEEL, B. (2006). **Within- and between-subject variation in semen parameters in infertile men and normal semen donors.** *Fertility and Sterility*, 85(1): pp.128-134.
- KIDD, S.A., B. ESKENAZI et A.J. WYROBEK (2001). **Effects of male age on semen quality and fertility: a review of the literature.** *Fertility & Sterility* 75 (2001), pp.237-248.
- KILGALLON S.J. & SIMMONS L.W. (2005). **Image content influences men's semen quality.** *Biology Letters* 1: pp.253-255.
- KINSEY, AC; POMEROY, W.B. and MARTIN, C.E. (1948). *Sexual Behavior in the Human Male*, Saunders, Philadelphia, 804 p.
- KIRBY, Russell S. (2007). **Vital statistics: a poor source of data for investigating the association between paternal age and birth defects.** *Human Reproduction*, Advance Access published on July 26, 2007. URL: <http://humrep.oxfordjournals.org/cgi/content/full/dem230v1>
- KLEINHAUS, K.; PERRIN, M.; FRIEDLANDER, Y.; PALTIEL, O.; MALASPINA, D.; HARLAP, S. (2006). **Paternal age and spontaneous abortion.** *Obstetrics & Gynecology*, 108(2), pp.369-377.
- KLONOFF-COHEN, H.S. et L. NATARAJAN (2004). **The effect of advancing paternal age on pregnancy and live birth rates in couples undergoing in vitro fertilization or gamete intrafallopian transfer,** *American Journal of Obstetrics and Gynecology*; 191; Issue 2, 507-514.
- KNODEL, John (1977). **Family Limitation and the Fertility Transition: Evidence from the Age Patterns of Fertility in Europe and Asia.** *Population Studies*, 31(2): pp.219-249.
- KUMTEPE, Yakup, Kayhan YAKIN, Semra KAHRAMAN, Semra SERTYEL, Faruk VANLIOĞLU, Sami CENGİZ, Ersan DÖNMEZ (2003). **Male age is not an independent factor to affect the outcome of assisted reproductive techniques.** *International Journal of Andrology*, 26(3): pp.161-165.
- KUNZLE, R.; M.D. MUELLER, W. HANGGI, M.H. BIRKHAUSER, H. DRESCHER and N.A. BERSINGER (2003). **Semen quality of male smokers and nonsmokers in infertile couples.** *Fertility and Sterility*, 79(2): pp.287-291.
- LAMBERT, R.D. (2002). **Safety issues in assisted reproduction technology: the children of assisted reproduction confront the responsible conduct of assisted reproductive technologies.** *Human Reproduction*, 17(12): pp.3011-3015.
- LAMPIC, C.; A. SKOOG SVANBERG; P. KARLSTRÖM; and T. TYDÉN (2006). **Fertility awareness, intentions concerning childbearing, and attitudes towards parenthood among female and male academics.** *Human Reproduction*, 21: pp.558-564.
- LANDRY, Yves (1991). **La moralité des Filles du roi: bilan de travaux récents sur un vieux problème.** *Mémoires de la Société généalogique canadienne-française*, 42(4): pp.285-297.
- LARDOUX, Solène & VAN DE WALLE, Etienne (2003). **Polygamie et fécondité en milieu rural sénégalais.** *Population (Fr)*, 58(6): pp.807-835.
- LAROSE, André (1980). *Les registres paroissiaux au Québec avant 1800: introduction à l'étude d'une institution ecclésiastique et civile.* Québec, ministère des Affaires culturelles, 1980. xviii - (Archives nationales du Québec, coll. « Etudes et recherches archivistiques », no 2). 298 p.

- LARSEN, Ulla; DESJARDINS, Bertrand (1997). **Natural marital fertility: a case study of the French-Canadians 1660-1719.** in *International Population Conference/Congrès International de la Population: Beijing 1997*, Vol.1 : pp.165-182.
- LARSEN, Ulla; VAUPEL, James W. (1993). **Hutterite Fecundability by Age and Parity: Strategies for Frailty Modeling of Event Histories.** *Demography*, 30(1): pp.81-102.
- LARSEN, Ulla; YAN, Sharon (2000). **The Age Pattern of Fecundability: an Analysis of French Canadian and Hutterite Birth Histories.** *Social Biology*, 47(1-2): pp.34-50.
- LARSEN, Ulla; YAN, Sharon (2001). **Estimating fecundability and sterility from complete birth history data.** *Genus*, LVII-2: pp.49-69.
- LE SOLEIL (mardi 4 avril 2006). « *Procréation à risque* ». Breton, Brigitte; Éditorial, p. A12.
- LEBRUN, François (1985). *La vie conjugale sous l'Ancien Régime*. Paris : Armand Colin, 185 p.
- LÉRIDON, Henri (1972). **Nouvelles données biométriques sur le post-partum.** *Population (Fr)*, 27(1): pp.117-120.
- LÉRIDON, Henri (1973). *Aspects biométriques de la fécondité humaine*. Paris : INED-PUF, 184 p.
- LÉRIDON, Henri (2002). **Les facteurs de la fécondabilité et du temps mort.** in Jacques Vallin et Guillaume Wunsch (dir.) *Démographie : analyse et synthèse, Tome II, Les déterminants de la fécondité*. Paris, Ined, pp.103-142.
- LÉRIDON, Henri (2004). **Can assisted reproduction technology compensate for the natural decline in fertility with age? A model assessment.** *Human Reproduction*, 19(7): pp.1548-1553.
- LÉRIDON, Henri (2007). **Studies of fertility and fecundity: comparative approaches from demography and epidemiology.** *Comptes Rendus Biologies*, 330(4): pp.339-346.
- LEVIN, Roy J. (2005). **Sexual Arousal : Its Physiological Roles in Human Reproduction.** *Annual Review of Sex Research*, 16: p.154-89.
- LEVITAS, E.; E. LUNENFELD, N. WEISZ, M. FRIGER, G. POTASHNIK (2007). **Relationship between age and semen parameters in men with normal sperm concentration: analysis of 6022 semen samples.** *Andrologia*, 39(2): pp.45-50.
- LEWIS, Sheena E.M. (2007). **Is sperm evaluation useful in predicting human fertility?** *Reproduction*, 134: pp.31-40.
- LOOMIS, D; RICHARDSON, D.B. and ELLIOTT, L. (2005). **Poisson regression analysis of ungrouped data.** *Occupational Environmental Medicine*, 62: pp.325-329.
- LUMMAA, HAUKIOJA & LEMMETYINEN (1999). **Does polyovulation counterbalance a high abortion rate in humans?** *Journal of Evolutionary Biology*, 12(4): pp.806-808
- LUNENFELD, Bruno & Eberhard NIESCHLAG (2007). **Testosterone therapy in the aging male.** *The Aging Male*, 10(3): pp.139-153.
- MAC LEOD, J. & GOLD, R.Z. (1953). **The male factor in fertility and infertility. VII : Semen quality in relation to age and sexual activity,** *Fertility & Sterility*, 4, 197-207.

- MALASPINA, D., HARLAP, S.; FENNIG, S. *et al.* (2001). **Advancing paternal age and the risk of schizophrenia.** *Archives of General Psychiatry*. 2001;58:361-367.
- MALASPINA, D.; REICHENBERG, A. *et al.* (2005). **Paternal age and intelligence: implications for age-related genomic changes in male germ cells.** *Psychiatric Genetics*, 15(2): pp.117-125.
- MASCIE-TAYLOR, C.G.N. (1996). **The relationship between disease and subfecundity.** in *Variability in Human Fertility*, Rosetta, L. & Mascie-Taylor, C.G.N. (eds.), Cambridge University Press, pp.106-122.
- MATHIEU, C.; ECOCHARD, R.; BIED, V.; LORNAGE, J. and CZYBA, J. (1995). **Cumulative conception rate following intrauterine artificial insemination with husband's spermatozoa: influence of husband's age.** *Human Reproduction*, 10(5): pp.1090-1097.
- MATTHIESSON, Kati L. & Robert I. MCLACHLAN (2006). **Male hormonal contraception: concept proven, product in sight?** *Human Reproduction Update*, 12(4): pp.463-482.
- MCDONALD, P. (1995). **L'équilibre numérique entre hommes et femmes et le marché matrimonial: le point sur la question.** *Population*, 50(6): pp.1579-1590.
- MCQUILLAN, Kevin (2004). **When Does Religion Influence Fertility?** *Population and Development Review*, 30 (1): pp.25-56.
- MENKEN, J.; TRUSSELL, T.J.; LARSEN, U. (1986). **Age and Infertility.** *Science*, 233: pp.1389-1394.
- MENKEN, J. (1985). **Age and Fertility: How Late Can You Wait?** *Demography*, 22(4): pp.469-483.
- MINEAU, G.P. & J. TRUSSELL (1982). **A specification of marital fertility by parents' age, age at marriage and marital duration.** *Demography*, 19(3): pp.335-350.
- MONTORSI, F.; A. BRIGANTI, A. SALONIA, F. DEHO', G. ZANNI, A. CESTARI, G. GUAZZONI, P. RIGATTI, C. STIEF (2003). **The ageing male and erectile dysfunction.** *British Journal of Urology Intl*, 92(5): pp.516-250.
- MOSKOVITSEV, Sergey I.; Brendan M. MULLEN (2005). **The Influence of Seasonal Variation on Semen Parameters and DNA Integrity.** *Fertility and Sterility*, 84, Suppl. 1: pp.S218-S219.
- MOSKOVITSEV, Sergey I.; Jennifer WILLIS and Brendan M. MULLEN (2006). **Age-related decline in sperm deoxyribonucleic acid integrity in patients evaluated for male infertility.** *Fertility and Sterility*, 85(2), pp.496-499.
- NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS (2007) *Birth rates by age of father and race: United States, 1940, 1950, and 1960-2000.* Consulté le 1 octobre 2007.
URL : <http://www.cdc.gov/nchs/data/statab/t001x23.pdf>
- NG, K.K.; DONAT R, CHAN L, LALAK A, DI PIERRO I, HANDELSMAN DJ (2004). **Sperm output of older men.** *Human Reproduction*, 19: pp.1811-1815.
- NIELSEN, C.T.; N.E. SKAKKEBAEK, D.W. RICHARDSON, *et al.* (1986). **Onset of the release of spermatozoa (spermarche) in boys in relation to age, testicular growth, pubic hair, and height.** *Journal of Clinical Endocrinology & Metabolism*, 62: pp.532-535.
- NONAKA, K.; DESJARDINS, B.; CHARBONNEAU, H.; LÉGARÉ, J.; MIURA, T. (1998). **Marriage season, promptness of successful pregnancy and first-born sex ratio in a historical natural population - evidence for sex-dependent early pregnancy loss?** *International Journal of Biometeorology*, 42(2): pp.89-92.

- NYBO ANDERSEN, A.M.; K.D. HANSEN, P.K. ANDERSEN; G. DAVEY SMITH (2004). **Advanced paternal age and risk of fetal death a cohort study**, *American Journal of Epidemiology*, 160: pp.1214-1222.
- OHADIKE, P.O. (1979). **Socio-economic, Cultural, and Behavioural Factors in Natural Fertility**. in H. Leridon and J. Menken (eds.), *Natural Fertility/Fécondité Naturelle*. Liège, IUSSP, pp.287-310.
- OKUN, Barbara S. (1994). **Evaluating Methods for Detecting Fertility Control: Coale and Trussell's Model and Cohort Parity Analysis**, *Population Studies*, 48(2): pp.193-222.
- OLSEN, Jørn & Pamela RACHOOTIN (2003). **Invited Commentary: Monitoring Fecundity over Time— If We Do It, Then Let's Do It Right**. *American Journal of Epidemiology*, 157(2): pp.94-97.
- OLSHANSKY, S. Jay; Mark GRANT, Jacob BRODY and Bruce A. CARNES (2005). **Biodemographic perspectives for epidemiologists**. *Emerging Themes in Epidemiology*, 2(10) URL: <http://www.ete-online.com/content/2/1/10>.
- PAGET, W.J. & TIMAEUS, J.M. (1994). **A relational Gompertz model of male fertility: Development and assessment**. *Population Studies*, 48: pp.333-340.
- PAPIERNIK, Émile (1991). **Prévention de la prématurité dans les grossesses gémellaires**. In E. Papiernik et al., *Les grossesses multiples*. Doin, pp.133-147.
- PAQUETTE, Lyne & BATES, Réal (1986). **Les naissances illégitimes sur les rives du Saint-Laurent avant 1730**. *Revue d'histoire de l'Amérique française*, 40(2): pp.239-252.
- PAULSEN C.A., BERMAN N.G., WANG C. (1996). **Data from men in greater Seattle area reveals no downward trend in semen quality: further evidence that deterioration of semen quality is not geographically uniform**. *Fertility & Sterility*, 65 : pp.1015-1020.
- PAULSON R.J., R.C. MILLIGAN ET R.Z. SOKOL (2001). **The lack of influence of age on male fertility**. *American Journal Obstetrics & Gynecology* 184, pp.818-824.
- PAWŁOWSKI, B. (2000). **The biological meaning of preferences on the human mate market**. *Przegląd Antropologiczny/Anthropological Review*, 63: pp.39-72.
- POSTON, D.L. Jr & C.F. CHANG (2005). **Bringing males in: A critical demographic plea for incorporating males in methodological and Theoretical Analyses of Human Fertility**. in *Critical Demography*, à paraître. URL : <http://sociweb.tamu.edu/faculty/poston/male-fertility.pdf>
- PRESSAT, Roland (1956). **Le remariage des veufs et des veuves**. *Population (Fr)*, 11(1): pp.47-58.
- PRESTON, S.H. (1978). *The Effects of Infant and Child Mortality on Fertility*. New York : Academic Press, 262 p.
- PRICE, T.M., S.K. MURPHY, and E.V. YOUNGLAI (2007). **Perspectives: The Possible Influence of Assisted Reproductive Technologies on Transgenerational Reproductive Effects of Environmental Endocrine Disruptors**. *Toxicological Sciences*, 96: pp.218-226.
- PRDH - PROGRAMME DE RECHERCHE EN DÉMOGRAPHIE HISTORIQUE (2005). *Tables de mortalité par âge et par sexe, Nouvelle-France, générations 1621-1739*. Données préliminaires non-publiées.
- PRDH - PROGRAMME DE RECHERCHE EN DÉMOGRAPHIE HISTORIQUE (1980). *Du manuscrit à l'ordinateur: dépouillement des registres paroissiaux aux fins de l'exploitation automatique*. Sous la direction d'Hubert Charbonneau et André LaRose. Québec : Ministère des Affaires culturelles, (Archives nationales du Québec, coll. « Études et recherches archivistiques », no 3). 229 p.

- RAMLAU-HANSEN, C.H.; A.M. THULSTRUP, E.A. NOHR, J.P. BONDE, T.I.A. SØRENSEN, and J. OLSEN (2007). **Subfecundity in overweight and obese couples**. *Human Reproduction*, Advance Access published on March 7, 2007, DOI 10.1093/humrep/dem035.
- REICHENBERG *et al.* (2006). **Advancing paternal age and autism**. *Archive of General Psychiatry*; 63: pp.1026-1032.
- REICHMAN, Nancy E.; TEITLER, Julien O. (2006). **Paternal Age as a Risk Factor for Low Birthweight**. *American Journal of Public Health*; May 2006; 96, 5; pp.862-866
- RICHTER, Molly G. (2003). **Widowhood in New France: consequences and coping strategies**. *French Colonial History*, 4: pp.49-62.
- RODRIGUEZ, Germán & CLELAND, John (1988). **Modelling Marital Fertility by Age and Duration: An Empirical Appraisal of the Page Model**. *Population Studies*, 42(2): pp.241-257.
- ROSENTAL, Paul-André (2003). **La nouveauté d'un genre ancien: Louis Henry et la fondation de la démographie historique**. *Population (Fr)*, 58(1): pp.103-136.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka; Catherine GOURBIN and Guillaume WUNSCH (2004). **Paternal Age and Child Death: The Stillbirth Case**. *European Journal of Population*, 20(1): pp.23-33.
- SALLMÉN, M.; SANDLER D.P.; HOPPIN J.A.; BLAIR A.; BAIRD D.D. (2006). **Reduced fertility among overweight and obese men**. *Epidemiology*, 17: pp.520-523.
- SALLMÉN, M. & LUUKKONEN, R. (2001). **Is the observed association between increasing paternal age and delayed conception an artefact?** *Human Reproduction*, 16: pp.2027-2028.
- SCHILL, Wolf-Bernhard (2001). **Fertility and sexual life of men after their forties and in older age**. *Asian Journal of Andrology*, 3(1): pp.1-7
- SCHMID, T.E. *et al.* (2007). **The effects of male age on sperm DNA damage in healthy non-smokers**. *Human Reproduction*, 22 : pp.180-187.
- SCHOENMAECKER, R.; SHAH, I.A.; LESTHAEGHE, R. and TAMBASHE O. (1981). **The Child-Spacing Tradition and Postpartum Taboo in Tropical Africa: Anthropological Evidence**. in *Child-Spacing in Tropical Africa*, edited by H.J. Page and R. Lesthaeghe. London, Academic Press, pp.25-71.
- SCHOUMAKER, Bruno (2004). **Une approche personnes-périodes pour l'analyse des histoires génésiques**. *Population (Fr)*, 59(5): pp.783-796.
- SÉGUIN, R.L. (1972). *La vie libertine en Nouvelle-France au 17^e siècle - Vol. 1- 2*. Montréal : Leméac, 571 p.
- SERVOS, M.; WADE, M.; VAN DER KRAAK, G. (2001). **Scientific assessment of endocrine disrupting substances in the Canadian environment**. *Water Quality Res. Jour. of Can.* 36: pp.171-173.
- SEYMOUR, F.I. (1935). **A case of authenticated fertility in a man aged 94**, *Journal of the American Medical Association*, 105 : pp.1423-1424.
- SHACKELFORD, T.K.; POUND, N.; GOETZ, A.T. (2005). **Psychological and Physiological Adaptations to Sperm Competition in Humans**. *Review of General Psychology*, 9: pp.228-248.
- SHANLEY, D.P. & KIRKWOOD, T.B.L. (2001). **Evolution of the human menopause**. *BioEssays*, 23(3): pp.282-287

- SHERINS, R.J. (1995). **Are Semen Quality and Male Fertility Changing?** *New England Journal of Medicine*, 332 : pp.327-328.
- SIGMAN, M. & HOWARDS, S.S. (1998) **Male Infertility**. In *Campbell's Urology. Seventh edition*. Edited by PC Walsh, AB Retik, ED Vaughn, *et al.* Philadelphia, WB Saunders, pp.1297-1330.
- SINGER, Judith D. & John B. WILLETT (2003). *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*. New York: Oxford University Press, 644 p.
- SINGH, D. (1993). **Adaptive significance of female physical attractiveness: Role of the waist-to-hip ratio**. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65: pp.293-307.
- SIPOS, A.; F. RASMUSSEN, G. HARRISON, P. TYNELIUS, G. LEWIS, D.A LEON, D. GUNNELL (2004). **Paternal age and schizophrenia: a population based cohort study**, *BMJ*, 329: pp.1070.
- SKAKKEBÆK, Niels E. *et al.* (2006). **Is human fecundity declining?** *International Journal of Andrology*, 29(1): pp.2-11.
- SKOLNICK, M.; L. BEAN, D. MAY, V. ARBON, K. De NEVERS, P. CARTWRIGHT (1978). **Mormon Demographic History I. Nuptiality and Fertility of Once-Married Couples**. *Population Studies*, 32(1): pp.5-19.
- SLAMA, R; KOLD-JENSEN, T; SCHEIKE, T; DUCOT, B; SPIRA, A; KEIDING, N. (2004). **How would a decline in sperm concentration over time influence the probability of pregnancy?** *Epidemiology*, 15: pp.458-465.
- SLAMA, R.; J. BOUYER, G. WINDHAM, L. FENSTER, A. WERWATZ and S.H. SWAN (2005). **Influence of Paternal Age on the Risk of Spontaneous Abortion**. *American Journal of Epidemiology*, 161(9): pp.816-823
- SLOTER, E.; SCHMID, T.E.; MARCHETTI, F.; ESKENAZI, B.; NATH, J.; WYROBEK, A.J. (2006). **Quantitative effects of male age on sperm motion**. *Human Reproduction*, 11 : pp.2868-2875.
- SMITH, K.R., MINEAU, G.P., & BEAN, L.L. (2002). **Fertility and post-reproductive longevity**. *Social Biology*, 49: pp.185-205.
- SMITH, K.R.; ZICK, C.D.; DUNCAN, G.J. (1991). **Remarriage Patterns Among Recent Widows and Widowers**. *Demography*, 28(3): pp.361-374.
- SPANDORFER, S.D.; AVRECH, O.M.; COLOMBERO, L.T.; PALERMO, G.D.; ROSENWAKS, Z. (1998). **Effect of parental age on fertilization and pregnancy characteristics in couples treated by intracytoplasmic sperm injection**. *Human Reproduction*; 13: pp.334-338.
- STANFORD, Joseph B. & DUNSON, David B. (2007). **Effects of Sexual Intercourse Patterns in Time to Pregnancy Studies**. *American Journal of Epidemiology*, 165 : pp.1088-1095.
- STRASSMANN, B.I. & WARNER, J.H. (1998). **Predictors of Fecundability and Conception Waits Among the Dogon of Mali**. *American Journal of Physical Anthropology*, 105: pp.167-184.
- SWAN, S.H.; ELKIN, E.P.; FENSTER, L. *et al.* (2000). **The question of declining sperm density revisiting an analysis of 101 studies published 1934-1996**. *Environmental Health Perspectives*, 108: pp.961-966.
- SWAN, S.H.; LIU, F.; OVERSTREET, J.W.; BRAZIL, C.; SKAKKEBAEK N.E. (2007). **Semen quality of fertile US males in relation to their mother's beef consumption during pregnancy**. *Human Reproduction*, 22(6): pp.1497-1502.

- SWAN, S.H. & VOM SAAL, F.S. (2001). **Alterations in male reproductive development: The role of endocrine disrupting chemicals.** In Metzler, M. (ed) *Endocrine Disruptors in the Environment*. Heidelberg, Springer Verlag., 3, pp.131-170.
- THAYER, K. & VOM SAAL, F.S. (2002). **Myths about endocrine disruption and the male reproductive system should not be propagated.** *Human Reproduction*, 17: pp.521-523.
- THONNEAU, P.; MARCHAND, S.; TALLEC, A. *et al.* (1991). **Incidence and main causes of infertility in a resident population (1,850,000) of three French regions (1988-1989).** *Human Reproduction*, 6(6): pp.811-816.
- TIELEMANS E., A. BURDORF, E. VELDE, R. WEBER, R. van KOIJ, and D. HEEDERIK (2002). **Sources of Bias in Studies among Infertility Clients.** *American Journal of Epidemiology*, 156: pp.86-92.
- TINGEN, C.; J.B. STANFORD and D.B. DUNSON (2004). **Methodologic and Statistical Approaches to Studying Human Fertility and Environmental Exposure.** *Environmental Health Perspectives*, 112: pp.87-93.
- TOPPARI, Jorma *et al.* (1996). **Male Reproductive Health and Environmental Xenoestrogens.** *Environmental Health Perspectives*, 104(4): pp.741-803.
- UNDERWOOD, J.H. (1998). **They also serve: Chamorro male fertility in the pre-World War II period.** *American Journal Human Biology*, 10(1): pp.23-35.
- VAN BAVEL, Jan (2003). **Does an Effect of Marriage Duration on Pre-Transition Fertility Signal Parity-Dependent Control? An Empirical Test in Nineteenth-Century Leuven, Belgium.** *Population Studies*, 57(1): pp.55-62.
- VAN BAVEL, Jan (2004). **Distinguer contraception d'arrêt et contraception d'espacement. Revue des méthodes en démographie historique.** *Population (Fr)*, 59(1): pp.119-132.
- VATTEN, Lars J. & Rolv SKJAERVEN (2004). **Offspring sex and pregnancy outcome by length of gestation.** *Early Human Development*, 76(1): pp.47-54.
- WACHTER, Kenneth W. & FINCH, Caleb E. (1997). *Between Zeus and the Salmon: The Biodemography of Longevity*. Washington, D.C.: National Academy Press, 285 p.
- WEISS, Kenneth M. (1990). **The Biodemography of Variation in Human Frailty.** *Demography*, 27(2): pp.185-206.
- WILCOX, A.J.; BAIRD, D.D.; WEINBERG, C.R.; HORNSBY, P.P.; HERBST, A.L. (1995). **Fertility in Men Exposed Prenatally to Diethylstilbestrol.** *New England Journal of Medicine*, 332: pp.1411-1416.
- WILSON, Chris; OEPPE, Jim; PARDOE, Mike (1988). **What Is Natural Fertility? The Modelling of a Concept.** *Population Index*, 54(1): pp.4-20.
- WINKELMANN, R. & ZIMMERMANN, K. (1994). **Count data models for demographic data.** *Mathematical Population Studies*, 4(3): pp.205-221.
- WOOD, James W. & Maxine WEINSTEIN (1988). **A Model of Age-specific Fecundability.** *Population Studies*, 42(1): pp.85-113.
- WOOD, James W. (1994). *Dynamics of human reproduction : biology, biometry, demography*. New York : Aldine de Gruyter, 653 p.

- WOOD, James W.; Darryl J. HOLMAN; Anatoli I. YASHIN; Raymond J. PETERSON; Maxine WEINSTEIN; Ming-Cheng CHANG (1994). **A Multistate Model of Fecundability and Sterility**. *Demography*, 31(3): pp.403-426.
- WHO - WORLD HEALTH ORGANIZATION (1999). **Laboratory Manual for the Examination of Human Semen and Sperm-Cervical Mucus Interaction 4th Edition**. World Health Organization, Cambridge, UK, 106 p.
- WUNSCH, Guillaume & GOURBIN, Catherine (2002). **Parents' age at birth of their offspring and child survival**. *Social Biology*, 49(1-2): pp.44-54.
- WYROBEK A. J. *et al.* (2006). **Advancing age has differential effects on DNA damage, chromatin integrity, gene mutations, and aneuploidies in sperm**. *Proceedings of the National Academy of Sciences*; 103, 25 : 9601-9606.
- YAMAMOTO, Y.; SOFIKITIS, N.; MIO, Y. & MIYAGAWA, I. (2000). **Influence of sexual stimulation on sperm parameters in semen samples [...]**. *Andrologia* 32, 131-138.
- YAN, J.-G.; M. AGRESTI, T. BRUCE, Y.H. YAN, A. GRANLUND and H.S. MATLOUB (2007). **Effects of cellular phone emissions on sperm motility in rats**. *Fertility and Sterility*, In Press, Corrected Proof. (disponible en ligne le 12 juillet 2007)
URL : <http://www.sciencedirect.com/science/article/B6T6K-4P5RM32-1/2/4efeb8d86cc80f4e80cf7d703363e49f>
- YANG Q. *et al* (2007). **Paternal age and birth defects: how strong is the association?** *Human Reproduction*, 22(.3): pp.696-701
- YI, Z.; VAUPEL, J. (2004). **Association of late childbearing with healthy longevity among the oldest-old in China**. *Population Studies*, 58(1): pp.37-53.
- ZAMMIT, S.; ALLEBECK, P.; DALMAN, C.; LUNDBERG, I.; HEMMINGSON, T.; OWEN, M.J.; LEWIS, G. (2003). **Paternal age and risk for schizophrenia**. *British Journal of Psychiatry*, 183: pp.405-408.
- ZHU, Jin Liang; MADSEN, Kreesten M.; VESTERGAARD, Mogens; BASSO, Olga; OLSEN, Jorn; OLESEN, A.V. (2005a). **Paternal age and congenital malformations**, *Human Reproduction*, 20: pp.3173-3177.
- ZHU, Jin Liang; MADSEN, Kreesten M.; VESTERGAARD, Mogens; BASSO, Olga; OLSEN, Jorn (2005b). **Paternal Age and Preterm Birth**. *Epidemiology*, 16(2): pp.259-262.
- ZORN, J.-R. & SAVALE, M. (2005). *Stérilité du couple, 2e éd. revue et corrigée*, Paris : Masson, 336 p.

ANNEXES

Figure A.1 : Fécondité des hommes et des femmes, Québec 1996-2005

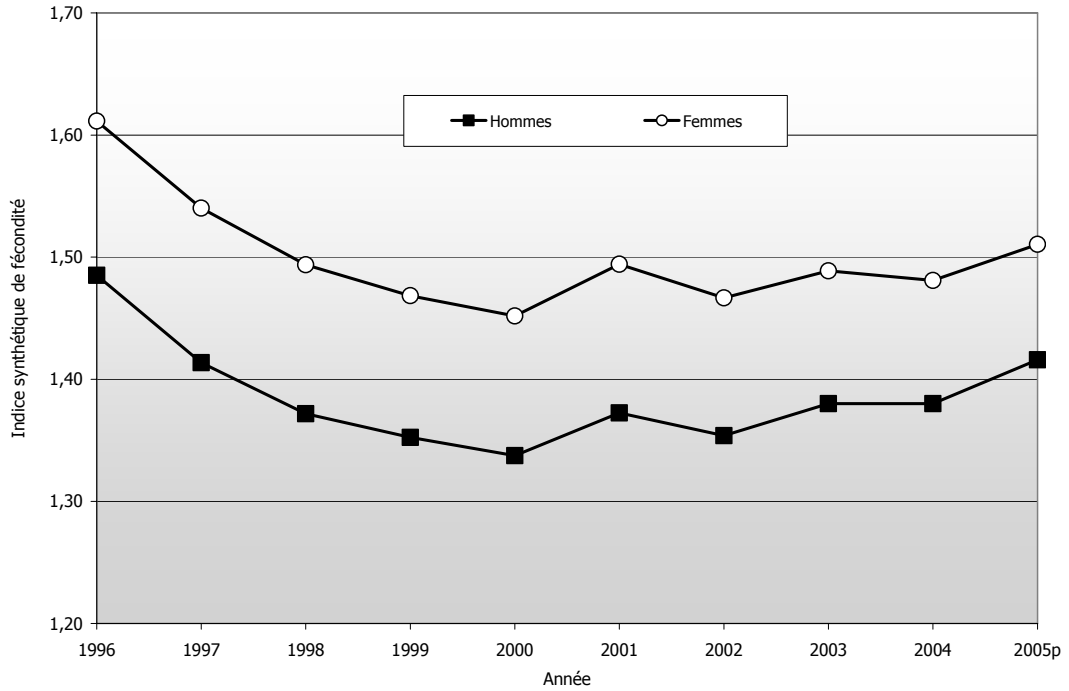


Figure A.2 : Taux de fécondité des hommes de 40 ans et plus, Québec 1972-2005

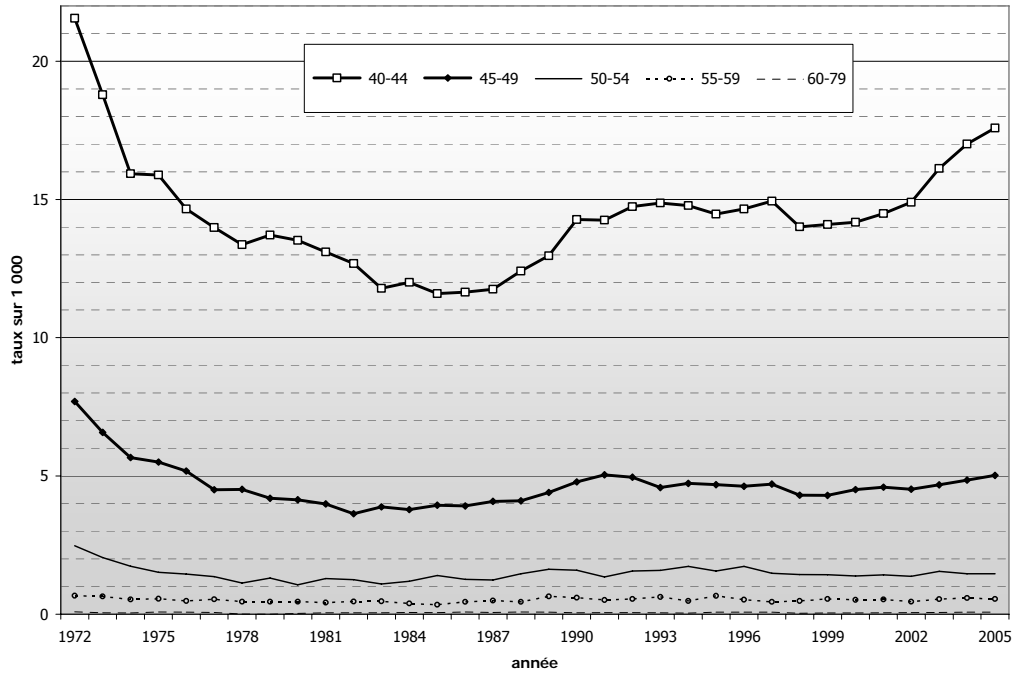


Tableau A.1 : Proportion de veufs remariés, selon l'âge au veuvage et la période historique, 1640-1794

| | | Période | | | | | | | |
|----------------|-------|-----------|------|-----------|------|-----------|------|-----------|-----|
| | | 1640-1739 | | 1740-1759 | | 1760-1779 | | 1780-1794 | |
| | | <i>n</i> | % | <i>n</i> | % | <i>n</i> | % | <i>n</i> | % |
| Âge au veuvage | 15-19 | 4 | 75 | 2 | 100 | 1 | 100 | - | |
| | 20-24 | 90 | 97 | 108 | 97 | 146 | 97 | - | |
| | 25-29 | 305 | 95 | 288 | 93 | 416 | 97 | 12 | 100 |
| | 30-34 | 337 | 93 | 406 | 93 | 536 | 93 | 90 | 96 |
| | 35-39 | 335 | 88 | 405 | 88 | 545 | 88 | 200 | 84 |
| | 40-44 | 321 | 80 | 359 | 78 | 513 | 78 | 326 | 79 |
| | 45-49 | 261 | 72 | 299 | 66 | 363 | 69 | 324 | 65 |
| | 50-54 | 162 | 53 | 235 | 47 | 356 | 54 | 346 | 49 |
| | 55-59 | 157 | 32 | 176 | 30 | 295 | 37 | 309 | 39 |
| | 60-64 | 118 | 26 | 159 | 24 | 251 | 24 | 302 | 24 |
| | 65-69 | 113 | 14 | 132 | 11 | 201 | 17 | 242 | 15 |
| | 70-74 | 69 | 13 | 91 | 4 | 173 | 4 | 175 | 3 |
| | 75+ | 51 | 6 | 85 | 1 | 122 | 2 | 200 | 4 |
| Total | 2323 | 70 | 2745 | 66 | 3918 | 66 | 2526 | 45 | |

Note : Veufs ayant survécu à leur épouse au moins 6 mois. L'observation des mariages s'arrêtant en 1800, seuls les hommes devenant veufs avant 1795 sont retenus pour laisser une durée potentielle d'exposition au risque de remariage de 5 ans. Les jeunes veufs de la période 1780-1794 font l'objet d'un sous-dénombrement car l'échantillon se limite au mariage avant 1775.

Figure A.3 : Âge de l'épouse au remariage des hommes

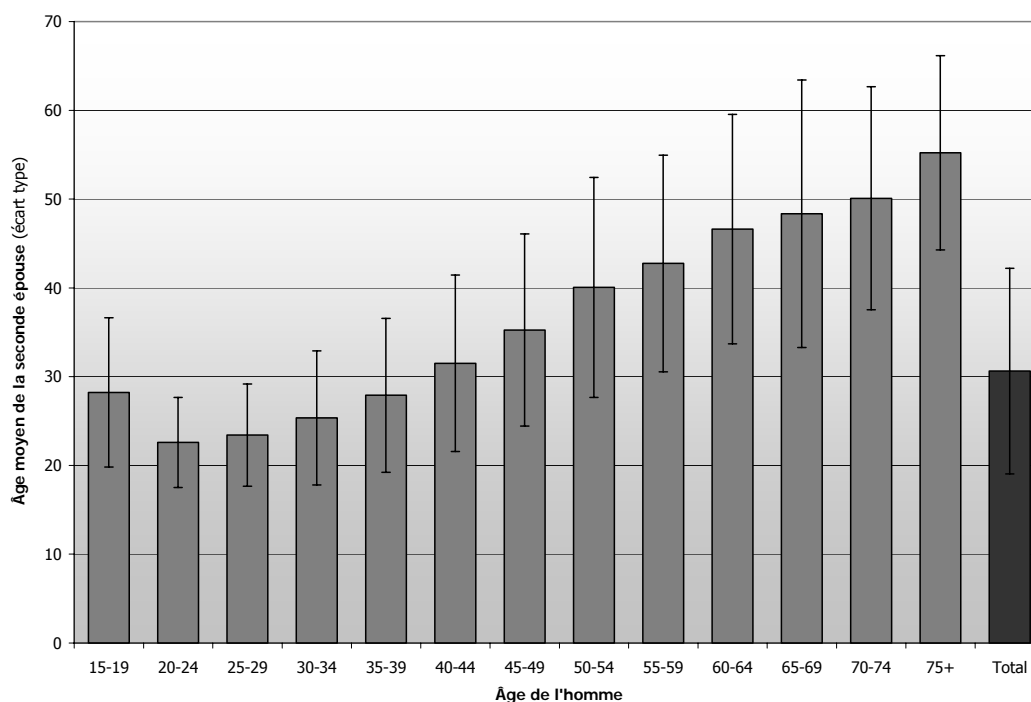


Tableau A.2a : Distribution de l'effectif des couples selon l'âge au mariage, tous rangs de mariage, avant exclusion des couples sans date de fin d'union.

N

| | | âge de l'épouse | | | | | | | | | | | | | | Total | |
|----------------|-------|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | n/d | 10-14 | 15-19 | 20-24 | 25-29 | 30-34 | 35-39 | 40-44 | 45-49 | 50-54 | 55-59 | 60-64 | 65-69 | 70-74 | | 75-79 |
| âge de l'époux | 10-14 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| | 15-19 | 7 | 25 | 521 | 398 | 90 | 48 | 18 | 1 | 1 | | | | | | | 1109 |
| | 20-24 | 63 | 265 | 5 150 | 4 884 | 1 460 | 465 | 181 | 55 | 22 | 10 | 4 | 2 | | | | 12561 |
| | 25-29 | 84 | 309 | 4 302 | 4 773 | 1 760 | 577 | 246 | 118 | 43 | 13 | 5 | 4 | | | | 12234 |
| | 30-34 | 45 | 147 | 1 640 | 2 073 | 927 | 394 | 222 | 99 | 40 | 7 | 6 | 2 | | | | 5602 |
| | 35-39 | 23 | 44 | 597 | 923 | 505 | 303 | 148 | 99 | 47 | 18 | 7 | 4 | | | | 2718 |
| | 40-44 | 16 | 16 | 234 | 441 | 286 | 195 | 147 | 111 | 66 | 29 | 4 | 8 | 1 | | | 1554 |
| | 45-49 | 6 | 3 | 83 | 187 | 183 | 158 | 108 | 107 | 75 | 28 | 14 | 6 | 2 | | | 960 |
| | 50-54 | 7 | 1 | 35 | 69 | 86 | 72 | 76 | 79 | 62 | 47 | 29 | 9 | 3 | | | 575 |
| | 55-59 | 1 | | 20 | 32 | 27 | 34 | 28 | 35 | 51 | 36 | 22 | 13 | 5 | | | 304 |
| | 60-64 | 1 | | 4 | 11 | 15 | 13 | 12 | 26 | 24 | 31 | 19 | 12 | 4 | | | 172 |
| | 65-69 | 2 | | 4 | 5 | 2 | 9 | 8 | 8 | 12 | 17 | 16 | 9 | 3 | 2 | 1 | 98 |
| | 70-74 | 1 | | 1 | 2 | 3 | 2 | 2 | 4 | 3 | 1 | 4 | 4 | 1 | 3 | | 31 |
| | 75-79 | | | | | | 1 | 1 | 1 | | | 1 | 2 | 1 | | | 7 |
| 80-84 | | | | | | | | 1 | | | 1 | | | | | 2 | |
| Total | | 256 | 810 | 12591 | 13798 | 5344 | 2271 | 1197 | 744 | 446 | 237 | 132 | 75 | 20 | 5 | 1 | 37927 |

%

| | | âge de l'épouse | | | | | | | | | | | | | | Total | |
|----------------|-------|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | n/d | 10-14 | 15-19 | 20-24 | 25-29 | 30-34 | 35-39 | 40-44 | 45-49 | 50-54 | 55-59 | 60-64 | 65-69 | 70-74 | | 75-79 |
| âge de l'époux | 10-14 | | | | | | | | | | | | | | | | 0,0 |
| | 15-19 | 0,0 | 0,1 | 1,4 | 1,0 | 0,2 | 0,1 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | | | | | | | 2,9 |
| | 20-24 | 0,2 | 0,7 | 13,6 | 12,9 | 3,8 | 1,2 | 0,5 | 0,1 | 0,1 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | | | | 33,1 |
| | 25-29 | 0,2 | 0,8 | 11,3 | 12,6 | 4,6 | 1,5 | 0,6 | 0,3 | 0,1 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | | | | 32,3 |
| | 30-34 | 0,1 | 0,4 | 4,3 | 5,5 | 2,4 | 1,0 | 0,6 | 0,3 | 0,1 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | | | | 14,8 |
| | 35-39 | 0,1 | 0,1 | 1,6 | 2,4 | 1,3 | 0,8 | 0,4 | 0,3 | 0,1 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | | | | 7,2 |
| | 40-44 | 0,0 | 0,0 | 0,6 | 1,2 | 0,8 | 0,5 | 0,4 | 0,3 | 0,2 | 0,1 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | | | 4,1 |
| | 45-49 | 0,0 | 0,0 | 0,2 | 0,5 | 0,5 | 0,4 | 0,3 | 0,3 | 0,2 | 0,1 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | | | 2,5 |
| | 50-54 | 0,0 | 0,0 | 0,1 | 0,2 | 0,2 | 0,2 | 0,2 | 0,2 | 0,2 | 0,1 | 0,1 | 0,0 | 0,0 | | | 1,5 |
| | 55-59 | 0,0 | | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,0 | 0,0 | | | 0,8 |
| | 60-64 | 0,0 | | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,1 | 0,0 | 0,0 | | | 0,5 |
| | 65-69 | 0,0 | | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,3 |
| | 70-74 | 0,0 | | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,1 |
| | 75-79 | | | | | | 0,0 | 0,0 | 0,0 | | | 0,0 | 0,0 | 0,0 | | 0,0 | 0,0 |
| 80-84 | | | | | | | | 0,0 | | | 0,0 | | | | | 0,0 | |
| Total | | 0,7 | 2,1 | 33,2 | 36,4 | 14,1 | 6,0 | 3,2 | 2,0 | 1,2 | 0,6 | 0,3 | 0,2 | 0,1 | 0,0 | 0,0 | 100 |

Note : Sont absents de ce tableau les couples où l'âge de l'homme est inconnu.

Tableau A.3 : Méthodologie détaillée de la régression de Poisson

La régression de Poisson

La régression de Poisson est adaptée à l'analyse de variables entières non négatives (données de comptage) telles que le nombre de naissances survenues chez les femmes au cours d'une période donnée. Il s'agit d'un cas particulier du modèle linéaire généralisé, dans lequel la distribution conditionnelle de la variable dépendante suit une loi de Poisson et la fonction de lien est logarithmique (Winkelmann *et al.*, 1994; Trussell et Rodriguez, 1990; Cameron *et al.*, 1998). Elle présente plusieurs avantages pour l'analyse statistique de la fécondité. Elle permet notamment de contrôler les durées d'exposition dans les modèles par l'intermédiaire d'un terme dit *offset*. Celui-ci est une variable indépendante dont le coefficient est fixé à l'unité (Trussell et Rodriguez, 1990), ce qui revient à supposer que le risque est proportionnel à la durée. On estime ainsi les effets de variables explicatives sur les taux et la forme logarithmique du modèle est telle que les exponentielles des coefficients de régression mesurent les rapports entre les taux de fécondité de différentes catégories de femmes.

Dans le cas de la fécondité, la variable dépendante est le nombre de naissances (y_i) survenues parmi les femmes (i) au cours d'une période donnée, et la probabilité que la variable aléatoire Y_i soit égale à la valeur y_i (nombre de naissances observé) est supposée suivre une loi de Poisson de moyenne μ_i :

$$P(Y_i = y_i | \mu_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!} \quad [1]$$

La moyenne μ_i , nombre moyen de naissances par période, peut se décomposer comme le produit d'un taux de fécondité (λ_i) et d'une durée d'exposition (t_i) :

$$\mu_i = t_i \lambda_i \quad [2]$$

Le logarithme de la moyenne (μ_i) est donc égal à la somme des logarithmes de la durée d'exposition (t_i) et du taux de fécondité (λ_i) :

$$\ln \mu_i = \ln t_i + \ln \lambda_i \quad [3]$$

Le logarithme de la durée d'exposition constitue l'*offset*, et on modélise le logarithme des taux de fécondité (λ_i) comme une fonction linéaire de k variables explicatives :

$$\ln \lambda_i = \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ki} \quad [4]$$

D'où :

$$\ln \mu_i = \ln t_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ki} \quad [5]$$

En prenant l'exponentielle de l'équation [4], on note que les variables explicatives ont des effets multiplicatifs sur les taux (λ_i), puisque :

$$\lambda_i = \exp \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ki} = \prod_{k=1}^K \exp(\beta_k x_{ki}) \quad [6]$$

L'exponentielle du coefficient de régression (β_k) d'une variable explicative (x_k) exprime donc le rapport entre le taux de fécondité des femmes pour lesquelles la variable explicative a une valeur donnée et le taux de fécondité des femmes pour lesquelles la variable a cette valeur moins une unité, toutes choses égales par ailleurs. Par exemple, pour une variable dichotomique, l'exponentielle du coefficient de cette variable est égale au rapport entre le taux de fécondité des femmes d'une catégorie et le taux de fécondité des femmes de la catégorie de référence. Les divers exemples repris dans cette note illustrent à plusieurs reprises l'interprétation de ces coefficients de régression.

Source : Schoumaker (2004)

Tableaux d'analyses bivariées

Tableau A.4 : Fécondité des hommes de 50-59 ans selon l'âge de l'épouse, par décennie

| | | Femme < 50 ans | | Femme < 40 ans | | Femme < 30 ans | |
|----------|-------|----------------|--------|----------------|-------|----------------|-----|
| | | Moy. | N | Moy. | N | Moy. | N |
| Décennie | 1645 | 1,00 | 2 | 1,00 | 2 | 2,00 | 1 |
| | 1655 | 1,00 | 5 | 2,00 | 2 | 2,00 | 1 |
| | 1665 | 1,47 | 34 | 2,14 | 21 | 2,17 | 6 |
| | 1675 | 1,29 | 114 | 1,73 | 75 | 2,11 | 9 |
| | 1685 | 1,00 | 276 | 1,72 | 123 | 2,43 | 28 |
| | 1695 | 1,05 | 495 | 1,79 | 216 | 2,15 | 60 |
| | 1705 | 1,15 | 427 | 1,80 | 205 | 2,43 | 42 |
| | 1715 | 1,14 | 575 | 1,94 | 232 | 2,75 | 36 |
| | 1725 | 0,94 | 895 | 2,00 | 286 | 2,52 | 44 |
| | 1735 | 0,89 | 992 | 2,05 | 289 | 2,49 | 41 |
| | 1745 | 0,77 | 1 170 | 1,91 | 292 | 2,40 | 47 |
| | 1755 | 0,75 | 1 552 | 1,97 | 394 | 2,45 | 84 |
| | 1765 | 0,81 | 1 841 | 1,99 | 554 | 2,50 | 111 |
| | 1775 | 0,86 | 2 040 | 1,91 | 667 | 2,37 | 87 |
| | Total | 0,88 | 10 419 | 1,93 | 3 359 | 2,43 | 597 |

Tableau A.5 : Fécondité des hommes selon le rang de mariage et la durée, par groupe d'âge

| | | 1ère période de mariage | | | | Périodes 2 à 5 | | | |
|--------------|-------|-------------------------|------|-------------|--------|----------------|------|-------------|--------|
| | | Remariage | | 1er mariage | | Remariage | | 1er mariage | |
| | | Moy. | N | Moy. | N | Moy. | N | Moy. | N |
| Âge paternel | 20-24 | 3,36 | 22 | 2,85 | 4 436 | | | 2,43 | 28 |
| | 25-29 | 2,97 | 332 | 2,87 | 10 995 | 2,57 | 14 | 2,45 | 3 320 |
| | 30-34 | 2,91 | 713 | 2,79 | 5 481 | 2,61 | 246 | 2,40 | 10 126 |
| | 35-39 | 3,00 | 793 | 2,69 | 1 798 | 2,39 | 617 | 2,33 | 8 974 |
| | 40-44 | 2,90 | 633 | 2,68 | 599 | 2,41 | 780 | 2,21 | 4 190 |
| | 45-49 | 2,76 | 409 | 2,66 | 222 | 2,32 | 632 | 2,08 | 1 474 |
| | 50-54 | 2,67 | 194 | 2,36 | 70 | 2,22 | 389 | 2,03 | 476 |
| | 55-59 | 2,72 | 87 | 2,72 | 25 | 2,09 | 167 | 2,01 | 152 |
| | 60-64 | 2,30 | 40 | 2,17 | 6 | 1,84 | 75 | 2,05 | 39 |
| | 65-69 | 2,00 | 13 | | | 1,79 | 33 | 1,55 | 11 |
| | 70+ | 1,60 | 5 | 1,50 | 4 | 1,18 | 11 | 0,17 | 6 |
| Total | 2,89 | 3 241 | 2,82 | 23 636 | 2,33 | 2 964 | 2,33 | 28 796 | |

Note : Échantillon restreint aux hommes avec femme de 20 à 35 ans en milieu de période.

Tableau A.6 : Fécondité des veufs et veuves issus d'unions stériles*

| | <i>n</i> | Âge moyen au veuvage | % avec enfants subséquents | Nombre moyen d'enfants subséquents |
|----------------------------------|----------|-------------------------|-------------------------------|---------------------------------------|
| Femmes (veuvage < 30 ans) | 28 | 25,8 | 39% | 2,7 |
| Hommes (veuvage < 40 ans) | 57 | 33,2 | 80% | 6,6 |

* unions d'une durée minimale de 5 ans.

Tableau A.7 : Fécondité des hommes selon l'âge de l'épouse et la durée, par groupe d'âge

| | | Femmes 20 à 25 ans | | | | Femmes 30 à 35 ans | | | |
|--------------|--------------|--------------------|---------------|-------------|--------------|--------------------|--------------|-------------|---------------|
| | | Période 1 | | Période > 1 | | Période 1 | | Période > 1 | |
| | | Moy. | N | Moy. | N | Moy. | N | Moy. | N |
| Âge paternel | 20-24 | 2,91 | 2 515 | - | - | 2,72 | 246 | - | - |
| | 25-29 | 2,93 | 6 070 | 2,41 | 604 | 2,71 | 809 | 2,43 | 751 |
| | 30-34 | 2,87 | 2 938 | 2,40 | 1 369 | 2,72 | 619 | 2,35 | 3 763 |
| | 35-39 | 2,87 | 1 081 | 2,32 | 729 | 2,71 | 385 | 2,31 | 5 466 |
| | 40-44 | 2,86 | 482 | 2,32 | 270 | 2,68 | 251 | 2,21 | 3 254 |
| | 45-49 | 2,83 | 199 | 2,24 | 89 | 2,51 | 170 | 2,11 | 1 427 |
| | 50-54 | 2,88 | 73 | 2,36 | 33 | 2,48 | 95 | 2,07 | 604 |
| | 55-59 | 2,68 | 38 | 2,55 | 11 | 2,58 | 40 | 1,93 | 224 |
| | 60-64 | 2,36 | 14 | - | - | 2,22 | 18 | 2,03 | 74 |
| | 65-69 | - | - | - | - | - | - | 1,72 | 32 |
| | Total | 2,90 | 13 410 | 2,37 | 3 105 | 2,68 | 2 633 | 2,27 | 15 595 |

Tableau A.8 : Fécondité des hommes selon le statut d'immigrant, par groupe d'âge

| | | Natifs | | Immigrants | | Total | |
|--------------|-------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|
| | | Moy. | <i>N</i> | Moy. | <i>N</i> | Moy. | <i>N</i> |
| Âge paternel | 20-24 | 2,87 | 4 133 | 2,57 | 353 | 2,85 | 4 486 |
| | 25-29 | 2,80 | 13 128 | 2,54 | 1 533 | 2,78 | 14 661 |
| | 30-34 | 2,57 | 13 960 | 2,46 | 2 606 | 2,55 | 16 566 |
| | 35-39 | 2,44 | 9 582 | 2,38 | 2 600 | 2,43 | 12 182 |
| | 40-44 | 2,38 | 4 288 | 2,27 | 1 914 | 2,35 | 6 202 |
| | 45-49 | 2,37 | 1 605 | 2,17 | 1 132 | 2,29 | 2 737 |
| | 50-54 | 2,31 | 601 | 2,13 | 528 | 2,23 | 1 129 |
| | 55-59 | 2,32 | 213 | 2,13 | 218 | 2,23 | 431 |
| | 60-64 | 2,08 | 71 | 1,97 | 89 | 2,02 | 160 |
| | 65-69 | 2,05 | 21 | 1,64 | 36 | 1,79 | 57 |
| | 70+ | 1,33 | 6 | 1,00 | 20 | 1,08 | 26 |
| | Total | 2,61 | 47 608 | 2,36 | 11 029 | 2,56 | 58 637 |

Note : Échantillon restreint aux hommes avec femme de 20 à 35 ans en milieu de période.

Tableau A.9 : Coefficients des âges paternels de la régression de Poisson, par sous-groupe

| Âge | Femme < 34 ans | | | Femme 34-44 ans | | | Total | | |
|-------|----------------|-----------|----------|-----------------|-----------|----------|--------------|-----------|----------|
| | e^{β} | $P > z $ | <i>N</i> | e^{β} | $P > z $ | <i>N</i> | e^{β} | $P > z $ | <i>N</i> |
| 20-24 | 0,988 | 0,248 | 4 461 | 1,065 | 0,264 | 171 | 0,991 | 0,347 | 4 632 |
| 25-29 | 1,000 | - | 14 501 | 1,000 | - | 875 | 1,000 | - | 15 376 |
| 30-34 | 0,986 | 0,067 | 15 995 | 1,015 | 0,613 | 2 560 | 0,989 | 0,111 | 18 555 |
| 35-39 | 0,985 | 0,087 | 11 111 | 0,991 | 0,750 | 5 822 | 0,985 | 0,063 | 16 933 |
| 40-44 | 0,967 | 0,002 | 5 347 | 0,973 | 0,336 | 8 081 | 0,969 | 0,001 | 13 429 |
| 45-49 | 0,946 | < 0.001 | 2 318 | 0,930 | 0,014 | 6 560 | 0,937 | < 0.001 | 8 879 |
| 50-54 | 0,914 | < 0.001 | 963 | 0,862 | < 0.001 | 3 531 | 0,881 | < 0.001 | 4 494 |
| 55-59 | 0,940 | 0,081 | 355 | 0,820 | < 0.001 | 1 533 | 0,856 | < 0.001 | 1 889 |
| 60-64 | 0,814 | 0,001 | 144 | 0,769 | < 0.001 | 583 | 0,783 | < 0.001 | 727 |
| 65-69 | 0,695 | 0,001 | 49 | 0,665 | < 0.001 | 201 | 0,674 | < 0.001 | 250 |
| 70+ | 0,391 | < 0.001 | 20 | 0,451 | < 0.001 | 84 | 0,430 | < 0.001 | 104 |
| Total | | | 55 264 | | | 30 001 | | | 85 268 |

Tableau A.10 : Régression linéaire multiple : durée des intervalles génésiques en fonction de la mortalité de l'enfant précédent, de l'âge de la mère, de la durée de l'union et d'autres variables intermédiaires

| | Modèle A | | Modèle B | |
|---------------------------------|------------------|--------|------------------|--------|
| | Femmes | | Femmes | |
| | de 20 à 37,5 ans | | de 20 à 32,5 ans | |
| (constante) | 20,540 | 0,0000 | 20,146 | 0,0000 |
| Durée du mariage | 0,239 | 0,0000 | 0,273 | 0,0000 |
| Mort du précédent* | | | | |
| Mois 1 | -6,228 | 0,0000 | -6,141 | 0,0000 |
| Mois 2 | -5,916 | 0,0000 | -5,767 | 0,0000 |
| Mois 3 | -5,715 | 0,0000 | -5,444 | 0,0000 |
| Mois 4 | -5,075 | 0,0000 | -4,808 | 0,0000 |
| Mois 5 | -4,985 | 0,0000 | -4,984 | 0,0000 |
| Mois 6 | -3,990 | 0,0000 | -3,911 | 0,0000 |
| Mois 7 | -4,044 | 0,0000 | -4,051 | 0,0000 |
| Mois 8 | -3,222 | 0,0000 | -3,083 | 0,0000 |
| Mois 9 | -3,719 | 0,0000 | -3,760 | 0,0000 |
| Mois 10 | -2,091 | 0,0000 | -2,461 | 0,0000 |
| Mois 11 | -1,932 | 0,0000 | -2,042 | 0,0000 |
| Mois 12 | -1,492 | 0,0001 | -1,609 | 0,0001 |
| Mois 13 | -1,852 | 0,0000 | -1,598 | 0,0001 |
| Mois 14 | -1,403 | 0,0006 | -1,574 | 0,0004 |
| Mois 15 | 0,000 | 0,9998 | 0,080 | 0,8613 |
| Mois 16 | -0,257 | 0,5556 | -0,270 | 0,5733 |
| Variables intermédiaires | | | | |
| Milieu urbain | -0,529 | 0,0000 | -0,516 | 0,0000 |
| Mariée av. 18 ans | 0,311 | 0,0007 | 0,211 | 0,0317 |
| Naiss. Masculine | -0,096 | 0,0704 | -0,082 | 0,1590 |
| Jumeaux | 1,009 | 0,0000 | 1,316 | 0,0000 |
| Avant 1700 | 1,778 | 0,0000 | 1,864 | 0,0000 |
| Ondoïement | -0,643 | 0,0024 | -1,011 | 0,0000 |
| F. immigrante | 0,387 | 0,0155 | 0,317 | 0,0658 |
| H. immigrant | 0,505 | 0,0000 | 0,540 | 0,0000 |
| Âge maternel | | | | |
| 20 à 22,5 ans | 0,000 | - | 0,000 | - |
| 22,5 à 25 ans | 0,283 | 0,0036 | 0,244 | 0,0114 |
| 25 à 27,5 ans | 0,384 | 0,0001 | 0,300 | 0,0030 |
| 27,5 à 30 ans | 0,490 | 0,0000 | 0,356 | 0,0013 |
| 30 à 32,5 ans | 0,522 | 0,0000 | 0,338 | 0,0068 |
| 32,5 à 35 ans | 0,891 | 0,0000 | - | - |
| 35 à 37,5 ans | 1,527 | 0,0000 | - | - |
| Âge paternel | | | | |
| 20 à 29 ans | 0,000 | - | 0,000 | - |
| 30 à 34 ans | 0,032 | 0,6572 | -0,007 | 0,9251 |
| 35 à 39 ans | 0,042 | 0,6255 | -0,047 | 0,6087 |
| 40 à 44 ans | 0,182 | 0,0904 | 0,229 | 0,0608 |
| 45 à 49 ans | 0,374 | 0,0107 | 0,392 | 0,0234 |
| 50 à 54 ans | 0,454 | 0,0314 | 0,224 | 0,3954 |
| 55 à 59 ans | 0,824 | 0,0101 | 0,450 | 0,2633 |

Tableau A.11 : Taux de fécondité légitime des femmes par groupe d'âge, Québec ancien 1640-1779

| Âge Décennie | 15-19 | | 20-24 | | 25-29 | | 30-34 | | 35-39 | | 40-44 | | 45-49 | | Total | |
|-----------------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|--------------|----------|
| | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | ISF-L | <i>N</i> |
| 1640-49 | 2,10 | 10 | 2,42 | 12 | 2,50 | 4 | 2,50 | 2 | 1,00 | 2 | 2,00 | 1 | | | * | 31 |
| 1650-59 | 2,41 | 68 | 2,51 | 53 | 2,39 | 41 | 2,41 | 22 | 2,00 | 8 | 0,60 | 5 | 0,20 | 5 | 12,52 | 202 |
| 1660-69 | 1,94 | 115 | 2,45 | 204 | 2,34 | 180 | 2,19 | 89 | 1,59 | 51 | 0,68 | 31 | 0,08 | 13 | 11,26 | 683 |
| 1670-79 | 2,16 | 277 | 2,24 | 416 | 2,08 | 414 | 2,03 | 371 | 1,54 | 240 | 0,84 | 111 | 0,12 | 50 | 11,00 | 1879 |
| 1680-89 | 2,30 | 239 | 2,27 | 370 | 2,06 | 352 | 1,88 | 365 | 1,47 | 315 | 0,76 | 285 | 0,10 | 175 | 10,83 | 2101 |
| 1690-99 | 2,31 | 300 | 2,54 | 731 | 2,27 | 571 | 2,14 | 359 | 1,76 | 320 | 0,85 | 291 | 0,12 | 247 | 11,99 | 2819 |
| 1700-09 | 2,66 | 186 | 2,68 | 798 | 2,43 | 930 | 2,23 | 763 | 1,92 | 459 | 1,02 | 276 | 0,11 | 211 | 13,05 | 3623 |
| 1710-19 | 2,79 | 163 | 2,79 | 891 | 2,48 | 1008 | 2,26 | 912 | 1,96 | 816 | 1,04 | 601 | 0,16 | 337 | 13,48 | 4728 |
| 1720-29 | 2,78 | 201 | 2,89 | 1159 | 2,68 | 1505 | 2,36 | 1252 | 1,92 | 956 | 0,97 | 798 | 0,16 | 665 | 13,77 | 6536 |
| 1730-39 | 2,70 | 248 | 2,90 | 1434 | 2,64 | 2025 | 2,45 | 1925 | 2,06 | 1510 | 0,98 | 1099 | 0,12 | 805 | 13,85 | 9046 |
| 1740-49 | 2,84 | 276 | 2,90 | 1785 | 2,59 | 2275 | 2,38 | 2119 | 1,94 | 2027 | 0,97 | 1625 | 0,11 | 1166 | 13,73 | 11273 |
| 1750-59 | 2,70 | 517 | 2,84 | 2471 | 2,62 | 2976 | 2,39 | 2734 | 1,90 | 2157 | 0,88 | 1758 | 0,09 | 1523 | 13,42 | 14136 |
| 1760-69 | 2,75 | 640 | 2,83 | 3308 | 2,60 | 4142 | 2,34 | 3630 | 1,92 | 2900 | 0,87 | 2286 | 0,10 | 1677 | 13,40 | 18583 |
| 1770-79 | 2,84 | 512 | 2,88 | 2907 | 2,56 | 3667 | 2,30 | 3709 | 1,85 | 3198 | 0,89 | 2465 | 0,11 | 1881 | 13,43 | 18339 |
| Total | 2,62 | 3752 | 2,80 | 16539 | 2,56 | 20090 | 2,33 | 18252 | 1,90 | 14959 | 0,92 | 11632 | 0,11 | 8755 | 13,23 | 93979 |

Note : Le taux de fécondité légitime représenté ici est le nombre moyen d'enfants nés sur 5 ans de femmes mariés. L'indice synthétique de fécondité légitime (ISF-L) représente le nombre d'enfants qu'aurait hypothétiquement une femme mariée sans interruption de 15 à 50 ans.

Tableau A.12 : Taux de fécondité légitime des hommes par groupe d'âge, Québec ancien 1640-1779

| Âge Décennie | 20-24 | | 25-29 | | 30-34 | | 35-39 | | 40-44 | | 45-49 | | 50-59 | | 60-69 | | 70+ | | Total | |
|-----------------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|
| | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | μ | <i>N</i> | ISF-L | <i>N</i> |
| 1640-49 | 1,25 | 4 | 1,86 | 7 | 2,69 | 13 | 2,57 | 7 | 2,00 | 3 | 2,00 | 1 | 1,00 | 2 | 2,00 | 1 | | | * | 38 |
| 1650-59 | 2,15 | 13 | 2,57 | 46 | 2,24 | 59 | 2,36 | 45 | 2,20 | 30 | 1,92 | 13 | 1,00 | 5 | 0,00 | 2 | 0,00 | 1 | 15,43 | 215 |
| 1660-69 | 2,05 | 43 | 2,30 | 144 | 2,23 | 195 | 2,15 | 142 | 1,98 | 81 | 1,58 | 50 | 1,35 | 37 | 0,33 | 9 | 0,00 | 1 | 15,65 | 703 |
| 1670-79 | 2,45 | 67 | 2,17 | 331 | 2,05 | 492 | 1,87 | 424 | 1,81 | 290 | 1,52 | 163 | 1,13 | 130 | 0,61 | 31 | 0,00 | 6 | 15,35 | 1936 |
| 1680-89 | 2,36 | 50 | 2,39 | 166 | 2,06 | 299 | 1,87 | 467 | 1,58 | 489 | 1,28 | 336 | 0,83 | 335 | 0,15 | 79 | 0,17 | 12 | 13,66 | 2233 |
| 1690-99 | 2,64 | 159 | 2,50 | 465 | 2,37 | 493 | 2,32 | 386 | 1,86 | 353 | 1,39 | 416 | 0,79 | 660 | 0,26 | 207 | 0,00 | 34 | 15,17 | 3173 |
| 1700-09 | 2,66 | 134 | 2,67 | 603 | 2,42 | 797 | 2,32 | 697 | 2,06 | 527 | 1,79 | 324 | 0,88 | 558 | 0,32 | 362 | 0,09 | 57 | 16,39 | 4060 |
| 1710-19 | 2,89 | 185 | 2,73 | 670 | 2,41 | 854 | 2,25 | 942 | 1,96 | 811 | 1,46 | 623 | 0,97 | 675 | 0,25 | 296 | 0,05 | 122 | 16,20 | 5178 |
| 1720-29 | 2,85 | 335 | 2,80 | 1 145 | 2,54 | 1 233 | 2,26 | 1 036 | 1,88 | 950 | 1,43 | 858 | 0,69 | 1 216 | 0,28 | 461 | 0,06 | 147 | 15,75 | 7383 |
| 1730-39 | 2,85 | 409 | 2,79 | 1 588 | 2,52 | 1 933 | 2,21 | 1 765 | 1,89 | 1 309 | 1,32 | 965 | 0,59 | 1 479 | 0,18 | 797 | 0,05 | 208 | 15,18 | 10456 |
| 1740-49 | 2,85 | 484 | 2,75 | 1 710 | 2,48 | 2 228 | 2,18 | 2 209 | 1,70 | 1 925 | 1,16 | 1 592 | 0,50 | 1 814 | 0,11 | 878 | 0,02 | 299 | 14,36 | 13139 |
| 1750-59 | 2,77 | 774 | 2,75 | 2 398 | 2,47 | 2 867 | 2,18 | 2 509 | 1,71 | 2 224 | 1,11 | 1 910 | 0,44 | 2 651 | 0,11 | 968 | 0,02 | 285 | 14,13 | 16591 |
| 1760-69 | 2,86 | 1 081 | 2,70 | 3 384 | 2,43 | 3 706 | 2,15 | 3 426 | 1,74 | 2 957 | 1,15 | 2 264 | 0,47 | 3 167 | 0,12 | 1 496 | 0,03 | 326 | 14,25 | 21819 |
| 1770-79 | 2,93 | 864 | 2,76 | 2 819 | 2,40 | 3 672 | 2,04 | 3 605 | 1,61 | 2 931 | 1,11 | 2 479 | 0,53 | 3 262 | 0,17 | 1 558 | 0,05 | 415 | 14,32 | 21618 |
| Total | 2,82 | 4 602 | 2,72 | 15 476 | 2,43 | 18 842 | 2,15 | 17 661 | 1,75 | 14 881 | 1,23 | 11 995 | 0,57 | 15 992 | 0,17 | 7 145 | 0,04 | 1 913 | 14,62 | 108547 |

Note : Le taux de fécondité légitime représenté ici est le nombre moyen d'enfants nés sur 5 ans d'hommes mariés. L'indice synthétique de fécondité légitime (ISF-L) représente le nombre d'enfants qu'aurait hypothétiquement un homme marié sans interruption de 20 à 75 ans.

Tableau A.13 : Résultats d'études médicales sur l'effet de l'âge paternel

| Reference | Population studied | Reproductive outcome | Paternal age classes* | Paternal age effect? |
|-----------------------|---|---|--|----------------------|
| Dunson et al, 2002 | 782 couples using natural family planning methods | Probabilities of pregnancy on various days of the menstrual cycle | 19-26, 27-29, 30-34, 35-39, ≥ 40 | +++ |
| Paulson et al, 2001 | 558 IVF cycles with ovum donation | Clinical pregnancy | <38, 38-41, 42-46, >46 | - |
| Watanabe et al, 2000 | 288 IVF cycles with ovum donation | Clinical pregnancy | <39 (ref), ≥ 39 | + |
| Ford et al, 2000 | 8515 planned pregnancies | Infertility (6 and 12 months) | ≤ 24 (ref), 25-29, 30-34, 35-39, ≥ 40 | ++ |
| Gallardo et al, 1996 | 316 IVF cycles with ovum donation | Clinical pregnancy | 31-40, 41-50, ≥ 51 | - |
| Joffe and Li, 1994 | 2576 men aged 33 years who had fathered a child | Time to pregnancy | <30 (ref), 30-33 | - |
| Ford et al, 1994 | 585 couples trying to conceive | Infertility (9 months) | <35 (ref), ≥ 35 | ++ |
| Olsen, 1990 | 10 886 pregnancies | Infertility (12 months) | 15-19 (ref), 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, ≥ 40 | -/+ |
| Nieschlag et al, 1982 | 43 men who had fathered a child | Ovum penetration (HOP test) | 24-37 (ref), 60-88 | - |

Source : De la Rochebrochard *et al.* (2003)

Tableau A.14 : Qualité des intervalles de naissance extraites de la base de données et résultat du traitement

| Parité | Intervalles extraits | Intervalles imprécis | | | Intervalles complets | | Autres exclusions | | | | Intervalles utilisables | |
|--------|----------------------|------------------------|-------------|-------------|----------------------|------|-------------------|------------------|--------------------|----------------------|-------------------------|------|
| | | Fin seul. | Début seul. | Début + Fin | | | Âge père inconnu | Âge mère inconnu | Jumeaux simplifiés | Intervalles < 8 mois | | |
| 0 | 4 379 | Durée < 5 ans* = 2 580 | | | 1 799 | 41% | 45 | 10 | n.a. | n.a. | 1 744 | 40% |
| 1 | 34 685 | 829 | 859 | 301 | 32 696 | 94% | 983 | 147 | 236 | 1 713 | 29 617 | 85% |
| 2 | 30 908 | 576 | 951 | 418 | 28 963 | 94% | 738 | 132 | 296 | 96 | 27 701 | 90% |
| 3 | 27 444 | 509 | 965 | 341 | 25 629 | 93% | 514 | 108 | 291 | 69 | 24 647 | 90% |
| 4 | 24 332 | 460 | 901 | 290 | 22 681 | 93% | 397 | 84 | 268 | 56 | 21 876 | 90% |
| 5 | 21 484 | 388 | 748 | 231 | 20 117 | 94% | 303 | 60 | 271 | 64 | 19 419 | 90% |
| 6 | 18 617 | 377 | 670 | 154 | 17 416 | 94% | 239 | 41 | 282 | 54 | 16 800 | 90% |
| 7 | 15 803 | 308 | 541 | 136 | 14 818 | 94% | 172 | 29 | 228 | 45 | 14 344 | 91% |
| 8 | 13 245 | 236 | 441 | 118 | 12 450 | 94% | 133 | 24 | 214 | 42 | 12 037 | 91% |
| 9 | 10 809 | 197 | 357 | 57 | 10 198 | 94% | 100 | 18 | 188 | 42 | 9 850 | 91% |
| 10 | 8 434 | 127 | 240 | 49 | 8 018 | 95% | 70 | 14 | 130 | 41 | 7 763 | 92% |
| 11 | 6 219 | 94 | 155 | 25 | 5 945 | 96% | 42 | 6 | 99 | 32 | 5 766 | 93% |
| 12 | 4 326 | 70 | 97 | 10 | 4 149 | 96% | 26 | 5 | 76 | 18 | 4 024 | 93% |
| 13 | 2 814 | 29 | 53 | 11 | 2 721 | 97% | 14 | | 42 | 14 | 2 651 | 94% |
| 14 | 1 755 | 15 | 27 | 6 | 1 707 | 97% | 6 | | 31 | 8 | 1 662 | 95% |
| 15 | 1 024 | 16 | 16 | 2 | 990 | 97% | 5 | | 14 | 2 | 969 | 95% |
| 16 | 568 | 5 | 8 | 2 | 553 | 97% | 2 | | 10 | 3 | 538 | 95% |
| 17 | 293 | 2 | 3 | | 288 | 98% | 1 | | 7 | 2 | 278 | 95% |
| 18 | 139 | | 1 | | 138 | 99% | | | 4 | | 134 | 96% |
| 19 | 55 | 1 | 1 | | 53 | 96% | | | | 1 | 52 | 95% |
| 20 | 27 | | | | 27 | 100% | | | | 1 | 26 | 96% |
| 21 | 9 | | | | 9 | 100% | | | 1 | | 8 | 89% |
| 22 | 1 | | | | 1 | 100% | | | | | 1 | 100% |
| 23 | 1 | | | | 1 | 100% | | | | | 1 | 100% |
| Total | 222 992 | 4 239 | 7 034 | 2 151 | 209 568 | 94% | 3 745 | 668 | 2 688 | 2 303 | 200 164 | 90% |

Note : La parité « 0 » réfère aux couples n'ayant aucune naissance enregistrée. Une grande majorité sont exclus parce que la raison primordiale de leur infécondité est la trop courte durée de leur période d'exposition au risque de procréer, soit par décès d'un des conjoints, par passage à la ménopause de la femme ou encore par impossibilité de calculer la dite durée de l'union.