

Mesure de la fertilité masculine en fonction de l'âge dans une population à fécondité naturelle

(*Measuring male fecundity according to age in a natural fertility population*)

Frédéric F. PAYEUR

Direction des statistiques sociodémographiques, Institut de la statistique du Québec

Bertrand DESJARDINS

Département de démographie, Université de Montréal

Introduction

Le report du projet de famille aux âges plus avancés est une réalité en progression dans plusieurs sociétés, ce qui oblige à explorer 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 précisément mesurée. La fertilité masculine se définit comme le potentiel reproducteur d'un homme, soit la capacité à conjuguer sexualité et fécondabilité (le pouvoir fécondant de la semence) pour éventuellement produire une naissance vivante, tandis que la fécondité réfère à la manifestation observable de ce potentiel.

Certaines études basées sur la reproduction assistée n'ont trouvé aucun effet significatif de l'âge paternel sur la *fécondabilité* (Gallardo *et al.* 1996; Spandorfer *et al.* 1998; Paulson *et al.* 2001; Kumtepe *et al.* 2003; Aboulghar *et al.* 2007), mais un corpus de littérature grandissant suggère un déclin de la *fertilité* débutant aussi tôt qu'à 40 ans (Ford *et al.* 2000; Kidd *et al.* 2001; Klonoff-Cohen et Natarajan 2004; de la Rochebrochard *et al.* 2006). 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 (Sallmén & Luukkonen 2001; Tingen *et al.* 2004; Joffe *et al.* 2005) et à une rareté de populations appropriées pour l'échantillonnage (Tielemans *et al.* 2002; Olsen & Rachootin 2003; Léridon 2007). Dans l'étude de la fécondité du couple non contraceptif, l'âge maternel est le facteur le plus déterminant et il peut difficilement être isolé d'une analyse quantitative sans la présence d'un bon écart d'âge entre conjoints, une caractéristique qui n'est pas le propre des sociétés modernes, malgré un écart toujours favorable à l'homme.

Certaines études en démographie historique ont 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. Des études plus récentes ont apporté une contribution notable (Goldman & Montgomery 1989; Lardoux & Van de Walle 2003), mais le régime polygame des populations étudiées, en plus des larges groupements d'âge employés, s'y posent en obstacle à la détermination précise de l'effet de l'âge paternel.

Le Québec de l'époque coloniale a cependant la chance de faire l'objet d'un des plus vastes registres de population informatisés qui soient : le *Registre de la population du Québec ancien* (RPQA). Cette base de données reconstitue la totalité des familles canadiennes françaises de 1621 à 1779 en se basant sur les actes de naissance, mariage et sépulture (Desjardins 1998). L'information offerte par le RPQA est idéale pour l'étude de la fertilité selon l'âge, car en plus de son exhaustivité et de sa précision, elle porte sur une société en régime de fécondité naturelle. On y retrouve également un grand nombre de veufs se remarquant avec des femmes plus jeunes, ce qui permet une observation inusitée des capacités reproductives de l'homme aux âges tardifs. Profitant de cette opportunité inédite, nous avons pu estimer le potentiel reproducteur masculin aux âges les plus avancés en utilisant une régression de Poisson pouvant notamment prendre en compte l'âge maternel, la durée de l'union et la mortalité infantile.

Données

La principale qualité de l'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). Nos nouvelles données suggèrent même que cette fécondité atteint 13,85 enfants dans la décennie 1730-39. Il appert donc 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 (Gagnon 1990; McQuillan 2004), ce qui n'engendre pas le maximum biologique possible pour l'homme en situation monogame, mais qui est sûrement ce qui s'en rapproche le plus, à l'instar des communautés huttérites du 20^e siècle (Coale & Trussell 1974; Henry 1979; Wilson *et al.* 1988).

Une préoccupation quant à la véracité de paternités déclarées dans ces données serait tout à fait légitime, mais il nous est permis de croire que la vertu des femmes de l'époque fut exemplaire, particulièrement celle des femmes mariées (Paquette et Bates 1986; Bates 1986; Landry 1991). Le remariage systématique et non discriminatoire des veufs de l'époque permet également de considérer que l'effet de sélection envers les pères tardifs est minime. De plus, les couples sélectionnés sont exclusivement ceux dont le mariage est célébré sur le sol québécois entre 1621 et 1774, ainsi ils revêtent pratiquement toutes les caractéristiques d'une population fermée car leur taux d'émigration demeure très faible toute durant cette période, ce qui limite les problèmes d'attrition (Desjardins 1998). Dans la vaste majorité des cas, la qualité d'estimation des âges des parents est assurée par le jumelage à un acte de baptême, même pour les individus nés en France. À défaut d'une telle validation, une année de naissance est estimée à partir de la première déclaration d'âge faite en Nouvelle-France, habituellement lors du mariage (ce qui limite l'exagération), ou, en dernier recours, lors du décès. La représentation des hommes âgés dans cet effectif de couples est de beaucoup supérieure à celle que l'on retrouve dans l'étude couramment citée portant sur les Mormons du 19^e siècle (Mineau & Trussell 1982; Menken *et al.* 1986; De la Rochebrochard 2001). 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.

Si la sommation des 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'exhaustivité de cette reconstitution d'une population si ancienne est telle que l'on peut honnêtement affirmer qu'elle ne sera probablement jamais dépassée, sinon que par elle-même, avec la poursuite des travaux de jumelage des actes. En fait, 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...

Méthodologie

Des analyses exploratoires basées sur les intervalles entre les naissances auront permis d'évaluer les variables à contrôler dans un modèle statistique multivarié, notamment l'effet de la mortalité infantile, mais la censure des intervalles ouverts (les couples désormais inféconds) dans ce type de données en limite la pertinence. Une régression logistique sur le risque d'échec à la conception après 12 mois d'union a également été effectuée avec les intervalles protogénésiques, en y ajoutant les couples stériles. Les résultats de cette régression, relativement mitigés, auront quand même été utiles ne serait-ce que pour confirmer le choix d'une analyse basée sur le nombre de naissances observées par période de vie conjugale complète de cinq ans.

L'âge des conjoints est défini selon l'âge en milieu de période. Tout couple dont la date de naissance ou de décès est inconnue est exclu de l'échantillon, à moins que la survie d'un individu sans date de décès ne soit confirmée par un remariage. Les unions d'une durée de moins de 5 ans sont également exclues. Environ 85 % des fiches de chacun des époux sont utilisables, mais la conjugaison des deux proportions nous laisse 74 % des unions à exploiter sur les 39 270 disponibles (voir tableau A.1 en annexe). Afin d'ignorer les conceptions pré-nuptiales d'une part et de comptabiliser les paternités posthumes d'autre part, la période d'observation quinquennale des naissances est décalé de 7 mois par rapport à la date du début de l'union. Les naissances sont donc attribuées à une période en fonction d'une date de conception approximative. La durée maximale d'observation pour un couple est de sept périodes, soit 35 ans de vie conjugale. Compte tenu du régime de fécondité naturelle en vigueur dans cette population, les périodes d'observation d'un même couple peuvent être traitées indépendamment, mais elles sont identifiées selon leur rang chronologique pour rendre compte de l'effet de durée.

La grande taille de notre population a permis d'obtenir des résultats intéressants avec de simples analyses bivariées du fichier de fécondité par période quinquennales, mais seul l'exploitation d'un modèle multivarié maximise son plein potentiel. En s'inspirant de modalités d'analyse de la fécondité déjà éprouvées (Rodriguez & Cleland 1988; Winkelmann & Zimmermann 1994; Schoumaker 2004), nous avons effectué une régression de Poisson en intégrant des variables explicatives potentielles. Au nombre de celles-ci se trouvent la durée de l'union, l'âge de la femme,

l'intensité de la mortalité infantile durant la période, le milieu de vie (urbain/rural), la période historique, la nuptialité précoce de la femme (avant 16 ans) et le statut d'immigrant. En contrôlant ainsi pour l'ensemble des variables contextuelles qui influent sur la fécondité d'un couple, on considère dès lors que les coefficients obtenus pour la variable « âge paternel » permettent d'isoler la dimension plus strictement biologique de la fertilité masculine.

Le **tableau 1** présente les statistiques descriptives de l'échantillon de population utilisé pour notre analyse.

Tableau 1 : Statistiques descriptives du fichier de périodes quinquennales

| Groupe d'âge de l'homme | N (Périodes) | Âge moyen homme | Âge moyen femme | Durée d'union en début de période | % Homme remarié | % Femme remariée | % Homme immigr. | % Femme immigr. | % Urbain | % d'enfants décédés avant 6 mois | 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.

Résultats

Cet échantillon de 85 268 périodes quinquennales a été analysé dans une régression de Poisson, dont les coefficients apparaissent dans le **tableau 2** sous forme de ratios du taux d'incidence (*Incidence Rate Ratios*), en fonction d'un groupe de référence. 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 %. Ainsi, nous voyons par exemple que la fertilité des hommes de 35-39 ans ($P > |z| : 0,086$) n'est pas significativement différente des 25-29 ans, encore moins celle des 20-24 ans ($P > |z| : 0,339$). Chez les 40-44 ans, l'estimateur obtenu devient significatif, mais la baisse de fertilité qu'il indique n'est que de 3 % par rapport aux 25-29 ans. Chez les femmes du même groupe d'âge (40-42 ans), la baisse de la fertilité est déjà de 51 % par rapport aux 22-24 ans; elle est même réduite de 77 % à 43-44 ans. Les

estimateurs de l'âge paternel suggèrent un déclin lent mais régulier aux âges subséquents, avec des bornes d'intervalles de confiance relativement rapprochées jusqu'à la fin. Les variables contextuelles du modèle affichent quant à elles des résultats qui correspondent aux valeurs attendues, significatives pour la plupart.

Tableau 2 : Résultats de la régression de Poisson sur la fécondité par période

| | IRR (expβ) | Erreur-type | z | P> z | IC à 95% | | |
|-------------------------|---------------------|--------------|--------|--------|----------|-------|-------|
| | | | | | Inf. | Sup. | |
| Âge paternel | 20-24 ans | 0,990 | 0,010 | -0,96 | 0,339 | 0,971 | 1,010 |
| | 25-29 ans | 1,000 | - | - | - | - | - |
| | 30-34 ans | 0,989 | 0,007 | -1,50 | 0,134 | 0,975 | 1,003 |
| | 35-39 ans | 0,986 | 0,008 | -1,72 | 0,086 | 0,970 | 1,002 |
| | 40-44 ans | 0,971 | 0,009 | -3,13 | 0,002 | 0,953 | 0,989 |
| | 45-49 ans | 0,940 | 0,011 | -5,35 | 0,000 | 0,919 | 0,962 |
| | 50-54 ans | 0,886 | 0,013 | -7,98 | 0,000 | 0,861 | 0,913 |
| | 55-59 ans | 0,868 | 0,019 | -6,52 | 0,000 | 0,831 | 0,905 |
| | 60-64 ans | 0,796 | 0,028 | -6,53 | 0,000 | 0,743 | 0,852 |
| | 65-69 ans | 0,681 | 0,043 | -6,13 | 0,000 | 0,603 | 0,770 |
| 70 ans + | 0,437 | 0,052 | -7,00 | 0,000 | 0,347 | 0,551 | |
| Âge maternel | 13-15 ans | 0,607 | 0,039 | -7,79 | 0,000 | 0,535 | 0,688 |
| | 16-18 ans | 0,897 | 0,016 | -6,19 | 0,000 | 0,867 | 0,928 |
| | 19-21 ans | 0,980 | 0,009 | -2,25 | 0,024 | 0,962 | 0,997 |
| | 22-24 ans | 1,000 | - | - | - | - | - |
| | 25-27 ans | 0,989 | 0,008 | -1,34 | 0,182 | 0,973 | 1,005 |
| | 28-30 ans | 0,971 | 0,009 | -3,31 | 0,001 | 0,954 | 0,988 |
| | 31-33 ans | 0,942 | 0,009 | -6,02 | 0,000 | 0,924 | 0,961 |
| | 34-36 ans | 0,873 | 0,010 | -12,33 | 0,000 | 0,854 | 0,892 |
| | 37-39 ans | 0,739 | 0,009 | -24,28 | 0,000 | 0,722 | 0,758 |
| | 40-42 ans | 0,488 | 0,008 | -46,02 | 0,000 | 0,473 | 0,503 |
| 43-44 ans | 0,228 | 0,006 | -58,88 | 0,000 | 0,217 | 0,239 | |
| Durée de l'union | 0-4 ans | 1,000 | - | - | - | - | - |
| | 5-9 ans | 0,858 | 0,006 | -22,08 | 0,000 | 0,846 | 0,869 |
| | 10-14 ans | 0,843 | 0,008 | -18,64 | 0,000 | 0,827 | 0,858 |
| | 15-19 ans | 0,838 | 0,010 | -14,62 | 0,000 | 0,818 | 0,858 |
| | 20-24 ans | 0,850 | 0,015 | -9,12 | 0,000 | 0,820 | 0,880 |
| | 25-29 ans | 0,767 | 0,035 | -5,79 | 0,000 | 0,701 | 0,839 |
| | 30-35 ans | 0,457 | 0,229 | -1,56 | 0,118 | 0,171 | 1,220 |
| Variables contextuelles | Femme immigrante | 0,941 | 0,015 | -3,82 | 0,000 | 0,912 | 0,971 |
| | Homme immigrant | 0,965 | 0,007 | -4,93 | 0,000 | 0,952 | 0,979 |
| | Période avant 1700 | 0,937 | 0,011 | -5,48 | 0,000 | 0,915 | 0,959 |
| | Femme mariée jeune | 0,986 | 0,010 | -1,40 | 0,163 | 0,967 | 1,006 |
| | Mortalité Infantile | 1,312 | 0,011 | 31,19 | 0,000 | 1,290 | 1,335 |
| | Urbain | 0,987 | 0,008 | -1,75 | 0,080 | 0,972 | 1,002 |

N = 85 268

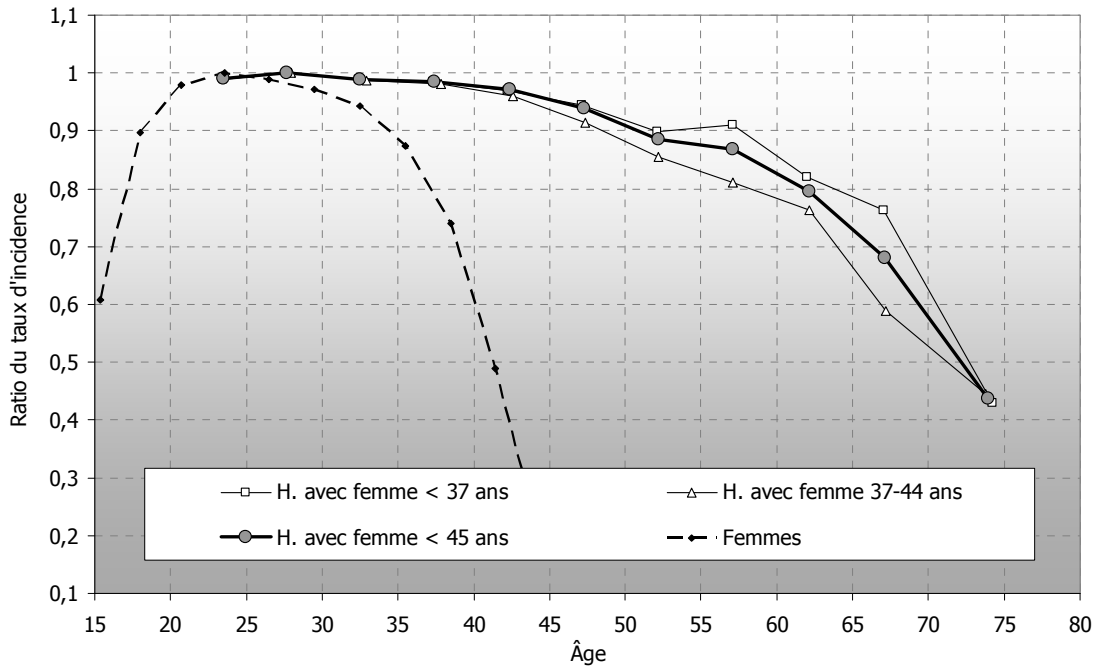
Pseudo R2 = 0.069

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

Deux autres régressions similaires ont été effectuées avec des sous-groupes de femmes, soit avec les jeunes exclusivement (moins de 37 ans en milieu de période; N = 65 158) et une autre avec les 37 à 44 ans (N = 20 110), dont les résultats sont présentés dans la **figure 1.1** et en annexe. Les résultats de ces sous-analyses se rapprochent de ceux obtenus ci-haut, mais des estimations de fertilité légèrement plus favorables aux hommes jumelés avec les jeunes femmes laissent entrevoir

deux hypothèses. Il se pourrait que le modèle multivarié ne puisse parfaitement isoler tout l'effet confondant de l'âge maternel, ou encore qu'une interaction (biologique ou comportementale) entre les deux sexes permettent aux hommes de garder une vitalité reproductive réellement plus élevée à un âge donné, et ce en fonction de la conjointe. Les deux sous-échantillons présentent néanmoins des résultats très semblables en fin de vie féconde, soit 44 % des capacités à 74 ans environ.

Figure 1 : Coefficients d'âge paternel issus des régressions du modèle multivarié



Note : La position en abscisse des points correspond à la moyenne d'âge réelle des individus du groupe d'âge.

Discussion

D'après le profil affiché par les valeurs mesurées pour chaque groupe d'âge paternel entre 20 et 75 ans (**figure 1**), nous pouvons poser l'hypothèse que l'évolution de la fertilité à partir de 20 ans suive la tendance 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 :

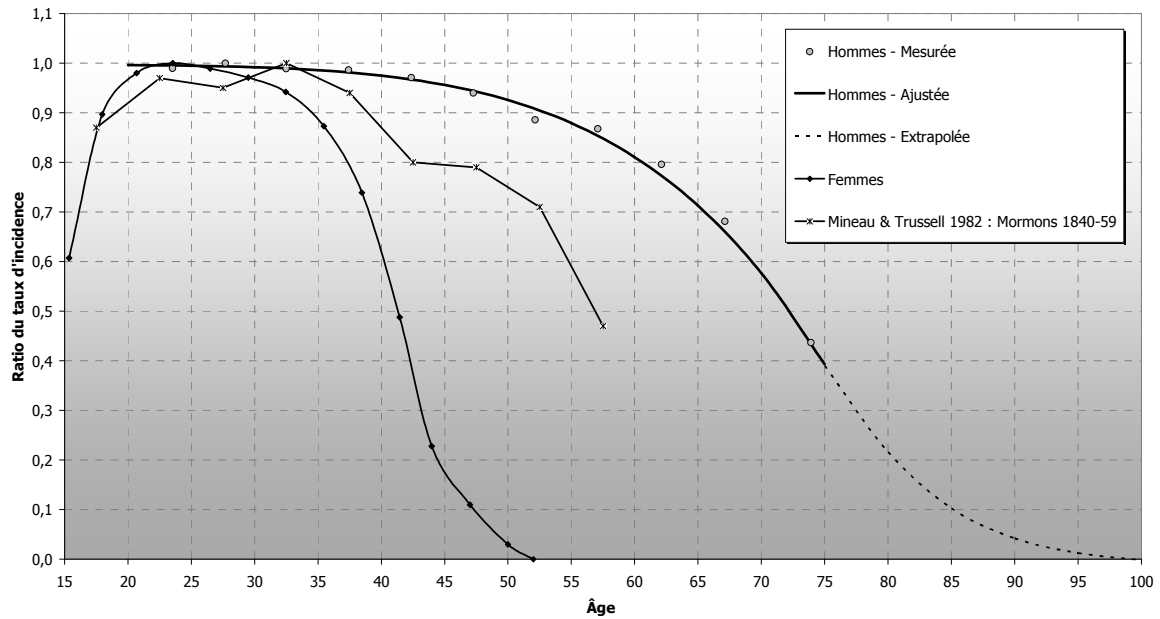
$$y(x) = ae^{-e^{b(x-c)}}$$

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, proportionnellement à un niveau de départ maximal, pourrait être réduite à la formule suivante, dont la courbe est dessinée dans la **figure 1** :

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

Figure 2 : Modélisation et extrapolation de la fertilité masculine en fonction de l'âge



Note : La position en abscisse des points correspond à la moyenne d'âge réelle des individus du groupe d'âge.

Cette courbe est pleine dans la partie « ajustée » où nous pouvons l'arrimer 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 similaire à l'âge paternel maximal (94 ans) couramment cité dans la littérature médicale (Seymour 1935). La modélisation de la relation entre âge et fertilité masculine, telle que définie ici selon une perspective populationnelle, pourrait éventuellement servir à projeter les 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.

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 résultant de notre modèle nous permet de conclure que la baisse de la fertilité masculine ne serait significative qu'à partir de 40 ans, mais que les fonctions reproductrices conserveraient plus de 90 % de leur potentiel chez les hommes 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 en l'absence de facteurs autres que celles du vieillissement de l'homme. À la lumière de ces résultats, nous pourrions proposer que les études en fertilité humaine intègrent systématiquement l'âge de l'homme comme variable de contrôle lorsque certains des sujets sont âgés de plus de 40 ans.

Si les hommes conservent leur potentiel de fécondité plus longtemps que les femmes, il est cependant important de rappeler que la paternité tardive est de plus en plus associée à divers types de maladies congénitales (Zhu *et al.* 2005a; Dakouane-Giudicelli *et al.* 2006; Yang *et al.* 2007). Dans cette optique, l'incapacité de la femme à se reproduire à un âge très avancé apparaît comme une protection, tandis que la capacité continue de l'homme l'exposerait éventuellement davantage aux risques génétiques.

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 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 semblerait même que les 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 corrélés et qu'ils le resteront vraisemblablement toujours, 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 miser de manière trop optimiste sur la médecine pour s'assurer une descendance.

Finalement, il ne faut pas oublier que ces résultats sont ceux obtenus à partir d'une population ancienne bénéficiant de conditions très favorables à la fécondité/fertilité. 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.

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.
- ANDERSON, Barbara (1975). **Male age and infertility. Result from Ireland prior to 1911.** *Population Index*; 41: pp.561-567.
- BATES, Réal (1986). **Les conceptions prénuptiales dans la vallée du Saint-Laurent avant 1725.** *Revue d'histoire de l'Amérique française*, 40(2): pp.253-272.
- BIANCHI, Suzanne M. (1998). **Introduction to the Special Issue: "Men in Families".** *Demography*, 35(2) suppl: p. 133.
- BILLARI, F.C.; KOHLER, H.-P.; ANDERSSON, G.; LUNDSTROM, H. (2007). **Approaching the Limit: Long-Term Trends in Late and Very Late Fertility.** *Population and Development Review*, 33(1), pp. 149-170
- BLEDISOE, 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.
- 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
- 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)
- DAKOUANE-GIUDICELLI, M. *et al.* (2006). **Paternité tardive : aspects spermatiques et génétiques.** *Gynécologie Obstétrique & Fertilité*, In Press, Corrected Proof, En ligne, 22 Août 2006,
- 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, Élise (2001). **Stérilité, fertilité: la part des hommes .** *Population et Sociétés*, 371 : pp.1-4.
- DESJARDINS, B. (1998). **Le Registre de la population du Québec ancien .** *Annales de démographie historique*, 2 : pp.215-226.
- 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, 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.
- 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=
- GOLDMAN, N. & M. MONTGOMERY (1989). **Fecundability and husband's age.** *Social Biology*, 36(3-4): pp.146-166.
- 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.
- 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.
- KIDD, S.A., B. ESKENAZI *et al.* 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.
- KLONOFF-COHEN, H.S. *et al.* 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- MENKEN, J.; TRUSSELL, T.J.; LARSEN, U. (1986). **Age and Infertility.** *Science*, 233: pp.1389-1394.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- SALLMÉN, M. & LUUKKONEN, R. (2001). **Is the observed association between increasing paternal age and delayed conception an artefact?** *Human Reproduction*, 16: pp.2027-2028.
- SCHOUMAKER, Bruno (2004). **Une approche personnes-périodes pour l'analyse des histoires génésiques.** *Population (Fr)*, 59(5): pp.783-796.
- 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.
- TIELEMANS E., A. BURDORF, E. VELDE, R. WEBER, R. van KOOU, 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.
- WILSON, C.; OEPPEN, J.; PARDOE, M. (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.
- YANG Q. et al (2007). **Paternal age and birth defects: how strong is the association?** *Human Reproduction*, 22(3): pp.696-701
- ZHU, Jin Liang; MADSEN, Kreesten M.; VESTERGAARD, Mogens; BASSO, Olga; OLSEN, Jørn; OLESEN, A.V. (2005a). **Paternal age and congenital malformations,** *Human Reproduction*, 20: pp.3173-3177.

ANNEXES

Tableau A.1: 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 | | | |

Tableau A.2 : Coefficients des âges paternels de la régression de Poisson, par sous-groupe de femmes

| Âge | Femme < 37 ans | | | Femme 37-44 ans | | | Total | | |
|-------|----------------|-------|-------|-----------------|-------|-------|--------------|-------|--------|
| | e^β | P> z | N | e^β | P> z | N | e^β | P> z | N |
| 20-24 | 0,989 | 0,290 | 4548 | 1,075 | 0,409 | 84 | 0,990 | 0,339 | 4 632 |
| 25-29 | 1,000 | - | 14925 | 1,000 | - | 451 | 1,000 | - | 15 376 |
| 30-34 | 0,989 | 0,141 | 17331 | 0,987 | 0,766 | 1224 | 0,989 | 0,134 | 18 555 |
| 35-39 | 0,985 | 0,083 | 13995 | 0,982 | 0,675 | 2938 | 0,986 | 0,086 | 16 933 |
| 40-44 | 0,969 | 0,002 | 8109 | 0,961 | 0,353 | 5320 | 0,971 | 0,002 | 13 429 |
| 45-49 | 0,945 | 0,000 | 3721 | 0,915 | 0,044 | 5158 | 0,940 | 0,000 | 8 879 |
| 50-54 | 0,898 | 0,000 | 1579 | 0,855 | 0,001 | 2915 | 0,886 | 0,000 | 4 494 |
| 55-59 | 0,910 | 0,001 | 611 | 0,810 | 0,000 | 1278 | 0,868 | 0,000 | 1 889 |
| 60-64 | 0,820 | 0,000 | 223 | 0,762 | 0,000 | 504 | 0,796 | 0,000 | 727 |
| 65-69 | 0,763 | 0,001 | 81 | 0,589 | 0,000 | 169 | 0,681 | 0,000 | 250 |
| 70+ | 0,430 | 0,000 | 35 | 0,445 | 0,000 | 69 | 0,437 | 0,000 | 104 |
| Total | | | 65158 | | | 20110 | | | 85 268 |

Tableau A.3 : 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 | N | μ | N | μ | N | μ | N | μ | N | μ | N | μ | N | ISF-L | N |
| 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.4 : 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 | N | μ | N | μ | N | μ | N | μ | N | μ | N | μ | N | μ | N | μ | N | ISF-L | N |
| 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.