

Devenir parent au Canada. L'effet de l'allongement des études To become a parent in Canada: The effect of the lengthening of the education period

Germain Bingoly-Liworo and Évelyne Lapierre-Adamcyk

Volume 35, Number 2, Fall 2006

Approches longitudinales en démographie

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/018594ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/018594ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Bingoly-Liworo, G. & Lapierre-Adamcyk, É. (2006). Devenir parent au Canada. L'effet de l'allongement des études. *Cahiers québécois de démographie*, 35(2), 103–140. <https://doi.org/10.7202/018594ar>

Article abstract

In this article, we examine the effect of the lengthening of the first period of education on age at first birth and on the duration of the period between the end of that first period and the birth of the first child. Event history analysis techniques were applied to 10 161 biographical information for men and women collected by the 2001 General Social Survey (Statistics Canada). The results show that the most important effect of that prolongation is, on the one hand, to increase the age at first birth, and on the other hand, to increase childlessness, particularly among women. By contrast, among men, time spent without children after the end of that first period of education is negatively associated with the length of education. However, for both sexes, the longer the first period of education, the lower the probability of having a first child. For men, the transition to first parenthood is related to individual emancipation for which labour force integration is a major key. On the contrary, for women, labour force participation is negatively associated with becoming a mother. These results suggest the persistence of traditional differences between men and women in the family formation process.

Devenir parent au Canada. L'effet de l'allongement des études

GERMAIN BINGOLY-LIWORO*
ET ÉVELYNE LAPIERRE-ADAMCYK*

L'effet de l'allongement de la durée de la formation initiale sur l'âge à la première naissance et sur la durée écoulée sans enfant depuis la fin des études est examiné à la lumière d'une analyse biographique portant sur 10 161 biographies d'hommes et de femmes, recueillies lors de l'Enquête sociale générale (ESG, cycle 15) de 2001 menée par Statistique Canada. Il ressort que l'effet le plus important du prolongement de la durée de la formation initiale est, d'une part, d'élever l'âge à la première naissance et, d'autre part, de contribuer à l'augmentation de l'infécondité, particulièrement chez les femmes. Par contre, chez les hommes, la durée écoulée entre la fin des études et l'arrivée du premier enfant est négativement associée à l'allongement de la durée des études. Toutefois, quel que soit le sexe, le prolongement des études est associé à une faible propension à devenir parent pour la première fois. Pour un homme, cette transition s'inscrit dans la perspective de l'émancipation individuelle dont l'établissement professionnel est l'un des facteurs clés alors qu'au sortir des études, une femme qui travaille est moins susceptible d'avoir un premier enfant. Enfin, nos résultats confirment la persistance du modèle traditionnel d'établissement familial différencié selon les sexes.

English abstract, p. 140

INTRODUCTION

Au Canada comme dans beaucoup d'autres pays industrialisés en situation post-transitionnelle, le franchissement des seuils de passage à la vie adulte connaît des glissements vers des âges plus élevés. C'est, notamment, le cas du passage au statut de parent qui a lieu de plus en plus tard. Parmi les facteurs auxquels ce retard est relié, figure l'allongement de la durée des études. Mais de façon surprenante, la relation entre le prolongement des études et la première naissance a été relativement peu étudiée, surtout à partir des données biographiques permettant l'application des

* Département de démographie, Université de Montréal.

méthodes statistiques adaptées aux analyses des transitions. Bien entendu, l'état actuel des connaissances permet de conclure que le report de la première naissance est relié entre autres à l'allongement de la durée des études (Bloom et Trussell, 1984; Marini, 1984; Hoem et Hoem, 1987; Blossfeld et Huinink, 1991; De Wit et Rajulton, 1992). En revanche, nous ne savons que peu de choses sur la variation de la distance temporelle séparant la fin des études de la première naissance et sur la façon dont agissent certaines caractéristiques individuelles sur le fait de devenir parent après la sortie du système éducatif. D'où la question suivante : qu'advient-il du passage au statut de parent une fois que l'on a quitté le système éducatif? Plus spécifiquement, comment à travers les générations, l'allongement de la durée des études s'est-il répercuté sur l'âge à la première naissance et sur la durée séparant la fin des études de la première naissance? Pourquoi certains jeunes à leur sortie du système éducatif deviennent-ils plus rapidement parents alors que d'autres reportent davantage cette transition? Est-ce que le fait d'être en union ou en emploi, compte tenu de l'âge à la fin des études, augmente ou diminue le risque d'effectuer la transition vers la condition de parent biologique? Le comportement des hommes est-il différent de celui des femmes? Nous tentons de répondre à ces questions en analysant les biographies des hommes et des femmes des générations 1930-1965, recueillies lors de l'Enquête sociale générale sur la famille (ESG, cycle 15) réalisée par Statistique Canada en 2001.

Le présent article est subdivisé en trois parties. La première partie traite de la problématique et des considérations théoriques ainsi que du contexte dans lequel sont prises les décisions concernant la réalisation du projet d'enfants. Dans la deuxième partie, sont présentées les données, les variables indépendantes et la méthodologie d'analyse. Enfin, la troisième partie est consacrée à la présentation des résultats des analyses descriptives et multivariées. En ce qui concerne ces dernières analyses, elles visent à cerner les facteurs d'influence, particulièrement l'effet de l'âge à la fin de la formation initiale en présence des autres caractéristiques pertinentes, dans le but d'expliquer les différences observées au moment du passage au statut de parent après la sortie du système éducatif.

PROBLÉMATIQUE ET CONSIDÉRATIONS THÉORIQUES ET EMPIRIQUES

Problématique

La fin des études et la naissance du premier enfant sont deux bornes respectivement inférieure et supérieure du passage à la vie adulte (Galland,

1996). La première marque le début du processus de passage à la vie adulte, alors que la deuxième le complète. Il est vrai que, dans les trajectoires de vie de certaines personnes, l'ordre de succession des événements du passage à l'âge adulte a été bouleversé, voire inversé. Toutefois, on observe encore chez la plupart des jeunes une certaine séquence précise et un ordre logique dans la succession des événements constitutifs du passage à la vie adulte, en particulier la chronologie entre la fin des études et la première naissance (Buber, 2001). En effet, la grande majorité des jeunes des générations récentes restent sans enfant jusqu'à la fin des études. La contraception et l'avortement désormais d'accès facile, permettent aux jeunes de choisir et de mieux planifier le moment où ils souhaiteraient avoir leur premier enfant. Les analyses exploratoires des données se rapportant à notre échantillon permettent de constater qu'à peine 2 % des hommes et 4,1 % de femmes ont eu leur premier enfant avant de terminer leurs études initiales (tableau A1 en annexe). Cela corrobore la thèse selon laquelle le passage d'un seuil à l'autre devient de plus en plus tardif. Ces seuils sont la fin des études, l'entrée sur le marché du travail, le départ du foyer parental, la formation d'une première union et la naissance du premier enfant (Modell et al., 1976; Galland, 1996; Ravanera et al., 2002). Dans cette recherche, nous nous intéressons principalement à deux de ces seuils, à savoir la fin des études et la naissance du premier enfant. Parmi les changements importants survenus au XX^e siècle et touchant le domaine de l'éducation, l'allongement de la durée de la formation initiale est l'un des plus perceptibles. Il est caractérisé, entre autres, par la poursuite des études postsecondaires et le retour aux études dont l'ampleur est de plus en plus soulignée. En 1911, au Canada, environ 1 % des personnes âgées de 20 à 24 ans fréquentaient l'école, cette proportion est passée à 8 % en 1961, puis à 48 % en 1996 (Warren, 2000 : 4).

Depuis, indépendamment du sexe, de l'appartenance sociale, du statut économique ou de la province de résidence, l'allongement de la durée des études s'est généralisé dans toutes les couches de la société canadienne. L'âge médian auquel les individus complètent leurs études connaît un accroissement. Il était de 18,8 ans pour les femmes des générations 1941-1945 tandis qu'il est passé à 21,8 ans pour celles nées entre 1971 et 1975 (Ravanera et al., 1998). Pour les hommes des cohortes susmentionnées, l'âge médian à la sortie du système éducatif est resté relativement stable, soit environ 22 ans (Ravanera et al., 2002 : 299). Mais, les études ainsi référées ne distinguent pas dans le calcul des âges médians les individus selon qu'ils sont retournés aux études ou non. Autrement dit, ces âges ne représentent pas la situation au terme d'une formation initiale mais

donnent plutôt une indication générale de l'allongement de la durée des études, incluant la durée associée au retour aux études. Parallèlement, on observe une augmentation de l'âge à la première naissance. Au Canada, de 1976 à 2000, l'âge moyen des femmes à la première naissance est passé de 24,4 ans à 27,1 ans (Bélanger et Martel, 2002). Quant à l'âge médian des hommes à la venue du premier enfant, il était de 29,6 ans pour les générations 1916-1920 avant de passer à 31,2 ans pour les générations 1961-1965 (Ravanera et al., 2002). Au fil du temps, l'âge à la fin des études et l'âge à la première naissance montrent une tendance à l'augmentation.

Quelques considérations théoriques et empiriques

Plusieurs théoriciens ont examiné la relation entre l'allongement de la durée des études et le report des événements familiaux, notamment dans les pays industrialisés. Parmi les approches développées figurent principalement : la théorie du capital humain Becker (1964), la théorie de la nouvelle économie de la famille (Becker, 1960, 1981) et la théorie économique des « attentes déçues » (Easterlin, 1973; Easterlin et al., 1990). À ces théories classiques, s'ajoutent des explications émergentes mettant l'accent à la fois sur les incertitudes qui caractérisent le déroulement du cycle de vie et la précarité économique des jeunes au moment d'entamer une vie de famille (McDonald, 2001; Blossfeld et Mills, 2003).

Dans la perspective de la théorie du capital humain, la formation et l'éducation sont considérées comme un investissement initial qui vise à préparer l'accès à des emplois qui le rentabiliseront (Becker, 1964). En effet, les connaissances et les savoirs acquis durant cette période apportent un flux durable de bénéfices valorisables sur le marché du travail et dans la production. D'après ce raisonnement, les jeunes doivent effectuer des arbitrages en matière de formation en décidant de poursuivre ou non des études complémentaires qui pourront accroître leur formation générale ou spécifique. Ce choix serait fait en fonction des perspectives de débouchés, des revenus sur le marché du travail et des différents coûts liés à la poursuite des études. Pour Fang (1993), les choix des jeunes en situation d'incertitude croissante face à leur avenir professionnel semblent de moins en moins rationnels. Cette critique associe la poursuite des études à l'incertitude sur le marché du travail qui pousse les individus à investir davantage dans le capital humain, en vue de maximiser les chances d'avoir un emploi stable et convenable. Le retour aux études comme l'une des composantes de l'allongement de la durée des études s'inscrit lui aussi dans cette logique d'amélioration du capital humain. Il est considéré comme une décision

motivée à la fois par le désir d'acquérir un statut socio-économique plus élevé et par l'espoir d'un gain en capital humain (Felmlee, 1988). Dans certains cas, le retour aux études est interprété comme une réponse provisoire au chômage en attendant de meilleures possibilités d'emploi.

Dans un autre registre, Becker (1981) avec la théorie de la nouvelle économie de la famille, postule que le développement de la cohabitation, l'allongement de la durée des études, le retard du mariage et de la première naissance reflètent à la fois le recul des bénéfices attendus du mariage consécutif à l'indépendance économique accrue des femmes et la hausse des coûts associés à la maternité. Pour les promoteurs de cette théorie, les femmes allongeraient la durée de leurs études en vue d'obtenir des emplois acceptables et prétendre à de meilleurs salaires. Drolet (2002), appuyant la thèse de Becker, affirme que le retard de la première naissance permet aux femmes d'augmenter leur revenu potentiel d'emploi et d'accumuler des qualifications et expériences sur le tas qui augmentent le coût d'opportunité d'avoir des enfants. D'après Becker, les effets de ces facteurs devraient durer tant que les aspirations des femmes à l'indépendance vont demeurer fortes. Oppenheimer (1988) rejette cette argumentation en opposant une explication de type sociologique, selon elle, l'élévation du niveau d'instruction des femmes accroît leurs exigences minimales à l'égard de leur futur conjoint. Cela signifie que l'allongement de la phase pré-maritale résulte d'une recherche plus prudente au cours de laquelle les partenaires testent la compatibilité de leurs fonctions d'utilité et non d'un désaveu pour l'institution du mariage. Pour Oppenheimer, dans les sociétés contemporaines, la formation de la famille est conditionnée par la recherche d'une union de qualité « espérée ». Ainsi, plus vite les candidats au marché matrimonial s'installeront dans une relation où les fonctions d'utilité sont compatibles, plus tôt commencera la vie familiale. En résumé, là où Becker voit l'augmentation du célibat et de l'infécondité comme résultant du moindre rendement du mariage pour les femmes, Oppenheimer raisonne en termes de retard dans la formation de la famille au lieu d'y voir un refus de l'institution du mariage.

Les tenants de la théorie économique des attentes déçues considèrent que le retard dans le franchissement des étapes constitutives du passage à la vie adulte est lié à l'incertitude suscitée par les perspectives de débouchés (Easterlin, 1973; Easterlin et al., 1990). En effet, la propension à se marier et à procréer sont fonction des aspirations à la consommation et des conditions d'insertion économique, telles que perçues par les nouvelles générations.

Les théories micro-économiques de la fécondité mentionnées ci-dessus associent essentiellement les choix familiaux à des motivations rela-

tives à une autonomie financière accrue des femmes et à l'écart entre les attentes des jeunes adultes et la réalité en matière de consommation, comparativement au niveau de vie qu'ils ont connu à l'adolescence. Cependant, elles négligent la dimension socioculturelle des comportements.

Par ailleurs, la thèse de l'incertitude comme raison de l'allongement de la durée des études et du report des événements familiaux trouve écho auprès de McDonald (2001) et de Blossfeld et Mills (2003). Pour McDonald, les incertitudes qui marquent désormais les différentes dimensions de l'existence de plusieurs de nos contemporains poussent les individus à investir dans leur sécurité (par exemple, dans l'éducation) plutôt que de faire face à l'insécurité qui accompagne le fait d'avoir des enfants (revenus amoindris pendant les périodes de maternité, incertitude relative au retour sur le marché de travail, dépenses plus élevées de consommation, responsabilités économiques des personnes à charge). À la suite d'une étude comparative menée dans quatorze pays sur l'impact de la mondialisation sur le déroulement du cycle de vie des jeunes, Blossfeld et Mills (2003) concluent que l'incertitude a un impact réel sur la transition des jeunes vers la mise en union et vers la condition de parent. D'après ces deux chercheurs, ce problème contraint les jeunes à adopter diverses stratégies : report de certains projets de vie, allongement de la durée des études, refus de s'engager dans des projets familiaux demandant un investissement à long terme.

Au Canada, en lien avec ces hypothèses et à la faveur de l'approche biographique, certains chercheurs ont tour à tour documenté un nombre important de sujets visant la compréhension des changements survenus aussi bien au niveau familial que dans les trajectoires de vie individuelles. On peut citer en exemple : *l'éducation et le calendrier de la maternité chez les femmes canadiennes* (De Wit et Rajulton, 1992), *l'évolution des facteurs qui influencent la formation de la première union au Canada* (Turcotte et Goldscheider, 1998), *le départ du foyer parental* (Lapierre-Adamcyk et al., 1995), *la première union : la signification du choix de l'union libre au Québec et en Ontario* (Lapierre-Adamcyk et al., 1999), *l'influence des caractéristiques socio-démographiques sur le début de la vie conjugale* (Bélanger et Turcotte, 1999), *l'effet de la précarité économique sur la formation d'une première union* (Mongeau et al., 2001), *la dissolution de la famille biparentale d'origine* (Le Bourdais et al., 2000), *le passage à l'âge adulte des hommes canadiens* (Ravanera et al., 2002). Ces études révèlent d'importantes transformations au niveau des trajectoires familiales et individuelles. Leurs conclusions mettent en évidence les modifications des calendriers de passage à la vie adulte, la diversification et la complexification des trajectoires de vie individuelles ainsi que l'émergence de nouveaux comportements fami-

liaux. Ces derniers sont caractérisés principalement par la fragilisation des relations de couple, la perte graduelle de popularité du mariage et la montée de l'union libre.

En ce qui concerne le cadre théorique associé à l'interprétation de ces transformations, il renvoie au processus historique de modernisation de la société occidentale qui a entraîné, depuis les années 1960, de profonds changements affectant le fonctionnement des sociétés industrialisées post-transitionnelles reliées à la « deuxième transition démographique » (Van de Kaa, 1987; Lesthaeghe, 1995). Cette dernière aurait pour cause l'émergence des valeurs de réussite individuelle liées à la montée du libéralisme, la satisfaction des aspirations personnelles et la désinstitutionalisation des comportements. Mais plus encore, ces nouveaux comportements familiaux seraient la conséquence de l'extension de toutes les étapes du passage à la vie adulte : la scolarité s'étire (Morissette, 2002), l'insertion professionnelle stable est de moins en moins évidente, particulièrement dans les premières années suivant l'entrée sur le marché du travail (Morissette et Johnson, 2005; Vosko et al., 2003), la cohabitation des jeunes adultes avec leurs parents se prolonge et, de façon plus générale, l'autonomie individuelle des jeunes tarde à se réaliser.

Sur la base de ces constats, nous avons choisi d'examiner l'effet de l'allongement de la durée de la formation initiale sur le comportement de fécondité de premier rang, de préférence à la notion plus générale de l'allongement de la durée des études. En effet, l'allongement de la durée des études inclut à la fois le temps passé au terme d'une formation initiale et celui passé dans le système éducatif compte tenu des retours aux études, mais ceci introduit une certaine confusion car les auteurs définissent rarement les contours de cette notion. Ainsi, notre recherche se veut une contribution à la relecture de la relation entre l'éducation et la fécondité mettant l'accent sur l'allongement de la durée de la formation initiale et le retour aux études plutôt que sur le niveau de scolarité atteint en tant que tel. Deux hypothèses principales sont testées. Premièrement, nous supposons que l'allongement de la durée de la formation initiale augmente l'âge à la première naissance et, qu'en revanche, la durée écoulée avant la venue du premier enfant après la sortie du système éducatif constituerait une fonction négative de l'allongement de la durée des études. Deuxièmement, nous supposons que le calendrier de la venue du premier enfant demeure différencié selon les sexes, indépendamment de l'âge à la fin des études. De ce fait, nous nous attendons à ce que les hommes retardent plus que les femmes la première naissance.

SOURCE DES DONNÉES, VARIABLES ET MÉTHODES D'ANALYSE

Source des données

Les données sur lesquelles s'appuie ce travail proviennent de l'Enquête sociale générale (ESG) sur la famille réalisée par Statistique Canada en 2001. Cette enquête a rejoint un échantillon représentatif stratifié de 24 310 répondants dont 10 664 Canadiens et 13 646 Canadiennes, tous âgés de 15 ans et plus vivant dans des ménages privés dans les dix provinces du pays. Le questionnaire a été complété par téléphone à l'aide d'un système assisté par ordinateur.

L'histoire éducative et l'histoire de vie reproductive figurent parmi les principaux thèmes de l'ESG 2001. En ce qui concerne l'histoire éducative, on connaît le début et la fin des épisodes d'études, les durées écoulées entre les épisodes et l'issue des études (succès ou échec). Les renseignements sur ce thème permettent aussi de déterminer l'âge à la fin des études pour chaque répondant. La méthodologie utilisée pour collecter l'information sur le cheminement éducatif repose sur la segmentation de la trajectoire scolaire en cinq périodes sur la base du diplôme envisagé. Pour chaque période d'études, le début et la fin ont été datés. Toutefois, pour les répondants dont la scolarité s'est arrêtée au cycle primaire, les âges de début et de fin des études ne sont pas connus ni ceux des personnes ayant abandonné leurs études au cours d'une période donnée. Pour combler ces lacunes, nous avons corrigé les données en faisant des imputations. En ce qui a trait à l'information sur l'histoire de la vie reproductive, celle-ci a été recueillie auprès des répondants des deux sexes et porte sur tous les enfants de l'individu. À ce sujet, on connaît l'âge du répondant à la naissance de chaque enfant et le rang de chacun des enfants. Toutefois, les données de l'ESG 2001 ne donnent pas rétrospectivement d'informations sur les caractéristiques des conjoints, de même que sur le revenu et la profession du répondant. Dans ces conditions, les caractéristiques du conjoint n'ont pas été prises en compte comme variables de contrôle dans les modèles.

L'échantillon soumis aux analyses est constitué des hommes et des femmes des générations 1930-1965, en raison d'une courte durée d'exposition au risque étudié chez les répondants âgés de 22 ans et plus appartenant aux récentes générations. Au total 10 162 personnes ont été retenues dont 4 621 hommes et 5 541 femmes (tableau A1 en annexe).

Variables incluses dans l'analyse

Variable dépendante

La variable dépendante (ou événement) que l'on cherche à expliquer est la propension à avoir un premier enfant après la fin des études dans les générations masculines et féminines 1930-1965. À chaque durée écoulée depuis la fin des études (en année) en observation nous estimons la probabilité conditionnelle de transition vers la condition de parent.

Variable indépendante principale : l'âge à la fin des études

L'âge à la fin des études représente l'âge auquel les individus ont quitté pour la première fois le système éducatif et n'y revienne pas avant une période d'au moins une année. Cet âge marque en quelque sorte la fin de la période de la formation initiale. Les individus pris en compte sont ceux qui, à la date de l'observation, sont hors du système éducatif et ceux qui sont retournés aux études après un arrêt d'au moins une année. Ne sont pas pris en compte les individus qui n'ont jamais arrêté leurs études. Bien que l'immense majorité des personnes ne deviennent parents qu'après avoir quitté le système éducatif, on sait par ailleurs que certaines d'entre elles ont leur premier enfant avant de terminer leurs études. De ce fait, les individus retenus pour l'analyse sont représentatifs de leur cohorte de naissance. L'âge à la fin des études est ici considéré comme une variable catégorielle et comprend quatre groupes : 1) les individus qui terminent leurs études avant l'âge de 18 ans ; 2) ceux qui quittent le système éducatif entre 18-19 ans ; 3) ceux qui sont sortis de l'école entre 20-21 ans ; 4) le groupe des individus qui avaient 22 ans et plus au moment de quitter le système éducatif. Ces groupes d'âge permettent de saisir les différences associées à l'allongement de la durée de la formation initiale. L'hypothèse est que la probabilité conditionnelle d'avoir un premier enfant après la première sortie du système éducatif diminue à mesure que l'âge à la fin des études augmente.

D'autre part, notons que nous avons choisi, expressément, de traiter le phénomène du prolongement des études sous l'angle de l'âge auquel les individus quittent le système éducatif pour la première fois. Cette question pouvait être également abordée à partir du niveau d'instruction le plus élevé atteint. Mais cette option introduit rapidement un biais en ce sens que l'individu peut rester dans le système éducatif et suivre plusieurs formations dans des programmes différents le conduisant aux diplômes d'un même niveau d'instruction. En outre, à cause des retours aux études, le plus haut niveau d'instruction peut être atteint après plusieurs entrées et

sorties du système éducatif. Dans le premier cas, la durée des études chez certaines personnes pourrait être sous-estimée. Par contre, dans le second cas, l'interprétation des résultats devient plus complexe dans la mesure où il devient difficile de distinguer entre les effets associés à l'allongement de la durée de la formation initiale et ceux résultant des périodes qui correspondent à des retours aux études.

Autres caractéristiques socio-démographiques et économiques incluses dans l'analyse

Les caractéristiques choisies sont celles souvent identifiées dans la littérature comme discriminantes vis-à-vis du comportement de fécondité à savoir : le statut dans l'activité économique, le statut matrimonial, le fait d'être retourné aux études, les cohortes de naissance, le niveau d'instruction atteint à la sortie du système éducatif, le lieu de résidence au moment de l'enquête, l'origine nationale des parents, la taille de la fratrie et la pratique religieuse à l'âge de 15 ans.

Le statut dans l'activité économique, le statut matrimonial et le retour aux études sont introduits dans l'analyse comme facteurs variant dans le temps. Les deux premiers font partie des marqueurs usuels du passage à l'âge adulte. Ces deux facteurs, au regard de la réalisation du projet familial, sont considérés comme des préalables incontournables, du moins selon le schéma classique de la formation de la famille. Plusieurs études ont établi un lien étroit entre l'établissement professionnel et conjugal des jeunes et l'arrivée d'un premier enfant (Gauthier, 1991). Pour Galland (1985 : 45), chez les garçons au chômage, « l'établissement professionnel est une condition de l'établissement matrimonial et le report du premier engendre presque inévitablement un report du second ». En ce qui a trait aux filles, la littérature entrevoit deux modèles de calendrier et de trajectoire : celles peu scolarisées et sans projet professionnel, s'engageraient tôt dans une relation de couple stable, formalisée ou non, suivie rapidement de la première naissance; celles qui sont fortement scolarisées auraient au contraire tendance à retarder l'établissement conjugal ou à maintenir l'union inféconde afin de réaliser d'abord leur carrière professionnelle (Pitrou, 1987).

Le statut dans l'activité économique est constitué de deux catégories : « être en emploi » versus « sans emploi ». Cette variable est construite à partir des renseignements sur les dates de début et de fin de chaque emploi occupé d'au moins six mois. Dans la même logique, *le statut matrimonial* de l'individu a été établi à partir des informations sur les dates de début et de fin des différentes unions contractées. Il comporte trois catégories :

« sans union », « marié » et « en union libre ». Dans l'ensemble, les statuts économique et matrimonial permettent, quoique indirectement, de tester les hypothèses sur la précarité économique et sur l'incertitude dans les relations de couple. De plus, le statut matrimonial permet de prendre en compte les caractéristiques du conjoint. Enfin, la variable *retour aux études* subdivise l'échantillon en deux : « les répondants qui sont retournés au moins une fois aux études » versus « les répondants qui ne sont jamais retournés aux études ». Le retour aux études est établi à partir des dates de début et de fin des périodes d'études. Nous supposons que les perspectives de retour aux études influencent négativement la probabilité conditionnelle d'avoir un premier enfant. Pour établir ces trois variables, nous avons pris en compte, selon le cas, l'ensemble des épisodes de travail ou des unions et des séquences des retours aux études vécus par les répondants avant la naissance de leur premier enfant.

Les cohortes de naissance sont établies à partir de l'année de naissance. Les bornes supérieures et inférieures correspondent à celles de la stratification de l'échantillon. Trois groupes de générations d'individus sont retenus : les générations 1930-1949, les générations 1950-1959 et les générations 1960-1965. Ces générations auraient connu des contextes différents tant du point de vue de la scolarisation que de celui de la période d'exposition à la vie féconde. En conséquence, nous postulons une plus grande propension à devenir parent dans les générations plus anciennes par rapport aux générations récentes.

Le niveau de scolarité atteint à la fin des études comprend trois catégories : « niveau d'instruction du secondaire ou moins », « études collégiales » et « études universitaires ». Il est souvent fait mention d'une différence de comportement en matière de fécondité entre les personnes très instruites et celles qui le sont faiblement (Romaniuc, 1984). Nous nous attendons à ce que les personnes ayant le niveau d'études du secondaire ou moins soient plus susceptibles d'avoir un premier enfant que celles qui ont atteint le niveau d'études postsecondaires.

Le lieu de résidence au moment de l'enquête a été retenu dans cette analyse pour tenir compte de la disparité qui existe entre le Québec et le reste du Canada. Nous avons créé une variable dichotomique opposant les résidents du Québec à ceux du reste du Canada, en raison du fait que le comportement familial n'a pas toujours été le même au Québec et dans le reste du Canada. Au Québec, les comportements familiaux et reproductifs ont connu une évolution caractérisée par le passage d'une situation où tous les indices de nuptialité et de fécondité avaient atteint des niveaux très élevés à celle de l'incertitude, particulièrement en matière de fécondité

(Lapierre-Adamcyk et Lussier, 2005). Cette dernière situation correspond à celle où les indices de nuptialité et de fécondité sont très faibles au Québec.

Les variables « *taille de la fratrie* » et « *origine nationale des parents* » sont introduites dans l'analyse pour évaluer l'effet de l'environnement social sur le comportement de fécondité. D'après la littérature, les femmes issues de familles de taille restreinte ont tendance à mieux planifier leurs naissances (Leridon et al., 1987). Concernant l'origine nationale des parents, celle-ci vise implicitement à saisir les variations du comportement de fécondité dues aux différences culturelles. Les jeunes issus de parents d'origine étrangère auraient grandi dans un environnement différent quant à la transmission de l'héritage socioculturel et à l'importance accordée à la formation de la famille, comparativement à ceux dont les deux parents sont des Canadiens. Nous nous attendons à ce que les jeunes nés de parents d'origine étrangère soient plus susceptibles d'avoir un premier enfant que ceux dont les deux parents sont d'origine canadienne. De même, les jeunes issus de familles nombreuses seraient plus susceptibles de devenir parents que les enfants uniques. La variable « *taille de la fratrie* » compte quatre catégories : « aucun frère ou sœur » ; « un à deux frères ou sœurs » ; « trois à quatre frères ou sœurs » ; « cinq frères ou sœurs et plus ». La variable « *origine nationale des parents* » en comprend trois : « les deux parents canadiens » ; « les deux parents étrangers » ; « l'un des deux parents étrangers » (c'est-à-dire origine nationale mixte).

La *pratique religieuse à l'âge de quinze ans* comme caractéristique culturelle indiquant le niveau d'adhésion des individus aux valeurs traditionnelles est mesurée à partir de trois modalités : « pratique religieuse régulière » (fréquence d'assistance aux offices religieux au moins une fois par semaine ou par mois), « pratique irrégulière » (de temps en temps ou une fois dans l'année) et « sans pratique religieuse » (ne pratique pas du tout ou sans religion). Contrairement à la religion d'appartenance, la pratique religieuse à l'âge de quinze ans est plus significative que la pratique au moment de l'enquête, car pour les générations anciennes le moment de l'enquête est loin du moment de la décision d'avoir un enfant. La littérature mentionne une corrélation positive entre le choix du mode de vie conjugal, l'utilisation de la contraception et la pratique religieuse (Bélanger et Dumas, 1997; Bélanger et Turcotte, 1999). Sur cette base, nous nous attendons à ce que les personnes qui déclarent pratiquer régulièrement leur religion d'appartenance soient plus susceptibles d'avoir un premier enfant que celles qui pratiquent peu ou pas du tout.

TABLEAU 1 Distribution de l'échantillon selon les caractéristiques socioculturelles incluses dans l'analyse par sexe

CARACTÉRISTIQUES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES	HOMMES	FEMMES
Cohortes de naissance		
1930-1949	40,6	41,1
1950-1959	34,3	36,1
1960-1965	25,1	22,8
Total	100,0	100,0
L'âge au premier arrêt des études		
Moins 18 ans	48,2	49,0
18-19 ans	27,1	29,5
20-21 ans	11,5	15,6
22 ans et plus	13,2	8,9
Total	100,0	100,0
Niveau de scolarité atteint au premier arrêt des études		
Secondaire et moins	69,9	67,3
Collège	14,6	18,7
Université	15,5	14,0
Total	100,0	100,0
Lieu de résidence à la date de l'enquête		
Reste du Canada	73,3	70,9
Québec	26,7	29,1
Total	100,0	100,0
Origine nationale des parents		
Les deux parents d'origine canadienne	66,6	68,1
Les deux parents d'origine étrangère	7,1	6,2
Les deux parents d'origine différente	26,3	25,7
Total	100,0	100,0
La taille de la fratrie (frères/sœurs du répondant)		
Pas de frères ou sœurs	6,5	6,4
1 à 2 frères ou sœurs	38,6	35,0
3 à 4 frères ou sœurs	26,4	28,0
5 frères ou sœurs et plus	28,5	30,6
Total	100,0	100,0
Pratique religieuse à l'âge de 15 ans		
Pratique régulière	57,2	66,4
Pratique irrégulière	17,0	13,0
Ne pratique pas du tout ou sans appartenance religieuse	25,8	20,6
Total	100,0	100,0

ESG, 2001. La pondération est ramenée à la taille de l'échantillon.

Méthodes d'analyse

Deux techniques d'analyse biographique sont employées : les courbes de survie de Kaplan Meier et le modèle de Cox (1972). Les courbes de survie servent à la description du calendrier, à la mesure de l'intensité de la première naissance et à l'évaluation du temps nécessaire pour avoir un

premier enfant. Quant au modèle de Cox, il est utilisé pour mesurer l'effet combiné des facteurs d'influence sur le risque étudié. Ces méthodes n'exigent pas de définir la forme du phénomène à l'étude (Blossfeld et al., 1989; Courgeau et Lelièvre, 1989) et résolvent la question de la troncature à droite. Le modèle de Cox a l'avantage de permettre la modélisation des facteurs qui varient dans le temps. Par contre, il implique que la probabilité de vivre l'événement étudié varie dans le temps de la même façon pour chacune des personnes de l'échantillon (hypothèse de proportionnalité). D'après cette hypothèse, seul le taux de transition de base varie d'une personne à l'autre en fonction de ses caractéristiques propres.

Nos analyses sont stratifiées par sexe et par génération afin de mettre en évidence les différences de genre et celles liées à l'évolution du contexte de vie des individus. La population à risque de vivre l'événement étudié est constituée des personnes restées sans enfant jusqu'à la fin de leurs études. Cela permet d'étudier la venue du premier enfant auprès des personnes qui sont censées être en plein processus de passage à la vie adulte, ce qui assure l'homogénéité du groupe soumis à l'étude. Concernant l'analyse de survie, deux types de probabilités sont calculés : les probabilités qu'ont les hommes et les femmes de rester sans enfant à un âge donné, soit à partir de quinze ans; les probabilités qu'ont les hommes et les femmes de rester sans enfant pour une durée donnée, soit depuis la fin des études.

Les paramètres de tendance centrale que sont l'âge médian et la durée médiane qui découlent des courbes de survie sont utilisés pour décrire l'évolution du calendrier de la première naissance et la variation de la durée écoulée sans enfant depuis la fin des études. Au regard des personnes qui ont quitté le système éducatif encore trop immatures pour avoir un enfant, nous avons fixé le seuil minimal de maturité biologique à quinze ans. Nous avons ainsi gardé dans la population cible un groupe de répondants aux caractéristiques particulières présentant un faible niveau d'instruction et un comportement différent en matière de fécondité, les exclure aurait conduit à introduire un biais de sélection dans l'échantillon.

RÉSULTATS

Première sortie du système éducatif et la naissance du premier enfant : l'effet de génération et de l'allongement de la durée de la formation initiale

La question se pose de savoir dans quelle mesure la variation du calendrier et l'intensité de la première naissance sont dépendantes, d'une part, de la

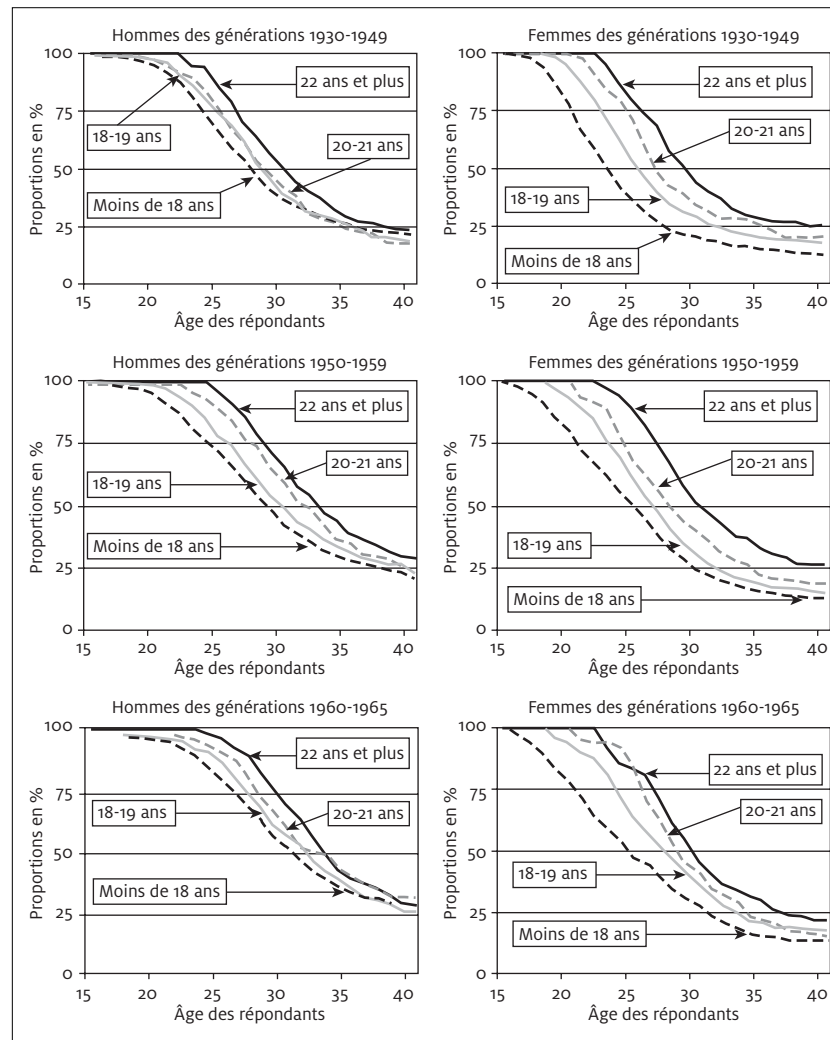
génération et, d'autre part, de l'âge à la fin des études. Nous postulons l'existence d'une corrélation positive entre le calendrier et la génération et entre la génération et l'intensité de la première naissance. De même, on s'attend à observer une augmentation de l'âge à la première naissance à mesure que l'âge à la fin des études augmente. En revanche, la durée écoulée sans enfant après la fin des études serait une fonction négative de l'âge à la fin des études. Pour vérifier ces affirmations nous utilisons les courbes de Kaplan Meier. Deux variables de différenciation sont retenues : la cohorte de naissance et l'âge à la fin des études. Cette dernière variable donne une indication sur l'allongement de la durée de la formation initiale.

Premièrement, quelle que soit la génération, on observe un déplacement des courbes vers la droite au fur et à mesure que l'âge à la fin des études augmente, et cela est particulièrement marqué lorsque l'on compare les individus qui terminent leurs études avant l'âge de 18 ans à ceux qui finissent à 22 ans et plus (figure 1). Cependant, l'écart d'âge médian à la naissance du premier enfant entre ces deux groupes est resté sensiblement le même à travers les cohortes de naissance. Par exemple, chez les hommes des générations 1930-1949, les âges médians à la naissance du premier enfant sont de 26 ans chez ceux qui ont terminé leurs études avant l'âge de 18 ans et de 29,9 ans chez les hommes ayant terminé leurs études à l'âge de 22 ans ou plus, soit un écart d'âge médian de 3,9 ans (tableau 2). Ce même écart est de 3,6 et 3,2 ans, respectivement dans les générations 1950-1959 et 1960-1965. Chez les femmes, l'écart d'âge médian est légèrement plus élevé que chez les hommes.

Deuxièmement, les hommes retardent un peu plus la venue du premier enfant comparativement aux femmes. En effet, au même âge à la fin des études et ce, quelle que soit la génération, l'âge médian à la naissance du premier enfant est plus élevé chez les générations masculines. Cette différence est relativement plus importante parmi les personnes qui ont terminé leurs études avant l'âge de 18 ans. Dans ce groupe, l'écart d'âge médian à la première naissance entre les hommes et les femmes est de 3,7 ans, 2,9 ans et 4 ans respectivement dans les générations 1930-1949, 1950-1959 et 1960-1965. Cet écart est plus faible parmi les personnes ayant terminé leurs études à 22 ans ou plus (tableau 2), où chaque valeur calculée dans la génération représente presque la moitié de celle obtenue chez les hommes et les femmes de la même génération ayant quitté le système éducatif pour la première fois avant l'âge de 18 ans.

Troisièmement, l'infécondité définitive est plus accentuée parmi les femmes qui finissent leurs études à 22 ans et plus par rapport à celles qui

FIGURE 1 Proportions des hommes et des femmes sans enfant à chaque âge, parmi les personnes sorties du système scolaire selon l'âge au premier arrêt des études et par génération



quittent le système éducatif un peu plus tôt. En retour, indépendamment de l'âge à la fin des études, l'infécondité définitive chez les hommes est semblable à celle des femmes qui étaient âgées de 22 ans et plus à la fin de leurs études. Parmi ces dernières, la proportion de celles qui resteraient définitivement sans enfant si les probabilités d'en avoir aux âges supérieurs restaient inchangées sera plus importante, soit environ 25 % (figure 1).

TABEAU 2 Âges médians à la première naissance parmi les hommes et les femmes ayant quitté le système éducatif selon l'âge au premier arrêt des études et selon la génération

ÂGE À LA FIN DES ÉTUDES	ÂGE MÉDIAN À LA PREMIÈRE NAISSANCE, HOMMES			ÂGE MÉDIAN À LA PREMIÈRE NAISSANCE, FEMMES			ÉCARTS D'ÂGE MÉDIAN ENTRE LES HOMMES ET LES FEMMES D'UNE MÊME GÉNÉRATION		
	1930- 1949	1950- 1959	1960- 1965	1930- 1949	1950- 1959	1960- 1965	1930- 1949	1950- 1959	1960- 1965
	1	2	3	4	5	6	7 = (1) – (4)	8 = (2) – (5)	9 = (3) – (6)
Moins de 18 ans	26,0	27,1	27,9	22,3	24,2	23,9	3,7	2,9	4,0
18-19 ans	27,6	27,9	28,9	24,7	25,5	25,9	2,9	2,4	3,0
20-21 ans	27,8	29,8	29,3	26,1	26,8	27,8	1,7	3,0	1,5
22 ans ou plus	29,9	30,7	31,1	28,1	28,8	28,8	1,8	1,9	2,3

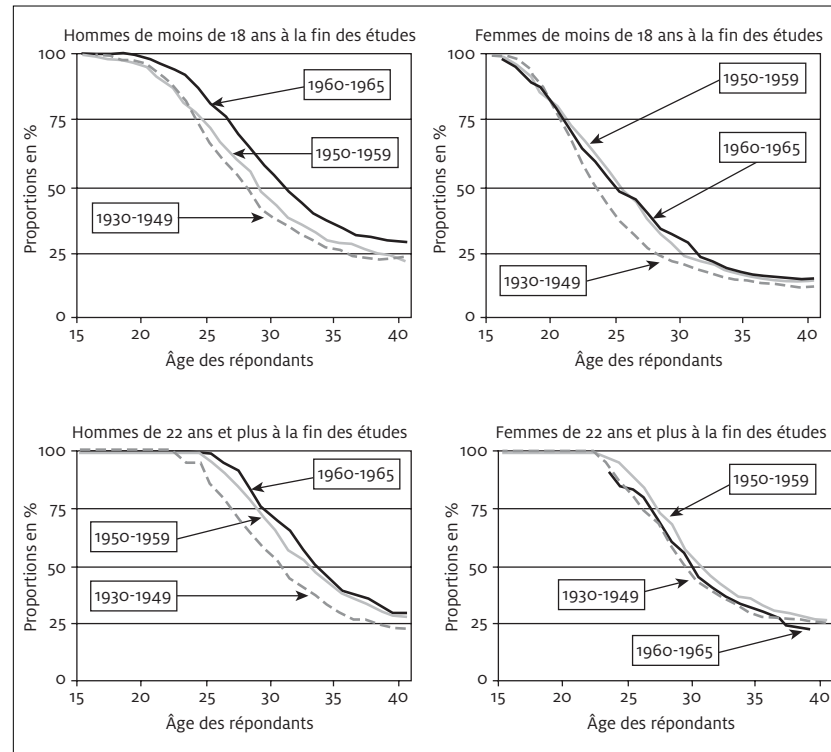
ESG, 2001.

Quatrièmement, pour le même âge à la fin des études, le comportement de fécondité des hommes est différent selon la génération. Les hommes de la génération 1960-1965 ayant quitté le système éducatif avant l'âge de 18 ans et à 22 ans ou plus retardent un peu plus la venue du premier enfant, alors que dans la plus ancienne génération masculine (1930-1949), le passage au statut de parent est un peu plus rapide (figure 2). Chez les femmes, celles qui ont terminé leurs études à 22 ans ou plus se distinguent moins en fonction de la génération. Autrement dit, peu importe la génération, toutes les femmes ayant quitté le système éducatif à des âges avancés (à 22 ans et plus) ont presque le même comportement de fécondité comme en témoignent les courbes de la figure 2.

Ces résultats confirment l'hypothèse d'une augmentation de l'âge à la première naissance en fonction de l'allongement de la durée de la formation initiale. En outre, ils mettent en évidence une corrélation positive entre l'infécondité définitive et l'âge à la fin des études, particulièrement chez les femmes. Plus l'âge à la fin des études augmente, plus la proportion de femmes qui vont rester sans enfant est élevée. Quant à l'effet de génération, il est surtout vérifié chez les hommes où le lien est nettement significatif. Quel que soit l'âge à la fin des études, la première naissance est plus tardive dans les générations 1960-1965 que dans celles de 1930-1949 (figure 2).

Une autre façon d'apprécier l'influence de la génération et de l'allongement de la durée de la formation initiale sur la vitesse de passage vers la condition de parent est de regarder si la durée séparant la fin des études de la première naissance varie d'un groupe à l'autre. La figure 3 met en évidence la durée écoulée sans enfant, compte tenu de l'âge à la fin des études. En ce qui concerne les hommes, il ressort clairement que la durée écoulée sans enfant, après la sortie du système éducatif, est une fonction négative

FIGURE 2 Proportions des hommes et des femmes sans enfant à chaque âge selon l'âge à la fin des études, le sexe et la génération



de l'âge à la fin des études. Autrement dit, les hommes qui finissent leurs études plus tardivement à l'âge de 22 ans et plus ont leur premier enfant plus rapidement que ceux qui sont moins âgés à la fin de leurs études. Cette différence est plus nette entre les hommes qui étaient âgés de moins de 18 ans à la fin de leurs études et ceux qui ont quitté le système éducatif à 22 ans et plus. Par exemple, dans les générations 1930-1949, chez les hommes sortis du système éducatif à l'âge de 22 ans et plus, un sur deux a attendu 5,3 ans après la fin de ses études pour avoir un premier enfant, alors que cette durée est deux fois supérieure chez les hommes de la même génération âgés de moins de 18 ans à la fin de leurs études, soit 10,5 ans (tableau 3).

TABEAU 3 Durée médiane séparant la première sortie du système éducatif de la première naissance selon l'âge au premier arrêt des études et selon la génération

HOMMES					
Génération	< à 18 ans	18-19 ans	20-21 ans	22 ans et plus	Ensemble
1930-1949	10,5	8,6	7,2	5,3	9,2
1950-1959	10,5	9,1	9,1	6,1	9,3
1960-1965	11	10	8,5	6,6	9,8
FEMMES					
Génération	< à 18 ans	18-19 ans	20-21 ans	22 ans et plus	Ensemble
1930-1949	6,9	5,9	5,4	4,5	6,4
1950-1959	7,8	6,9	5,9	5,6	6,9
1960-1965	7,2	7,4	6,9	5,0	7,0

ESG, 2001.

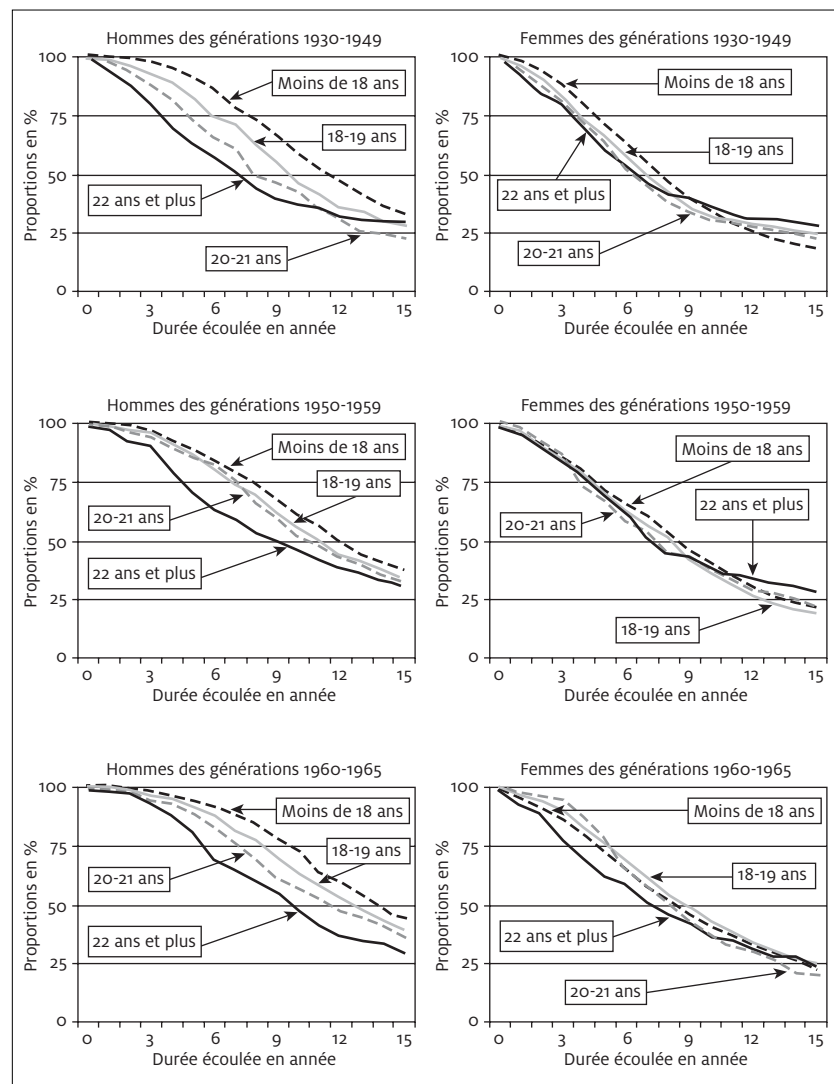
Dans la plus récente génération masculine (1960-1965), chez les hommes âgés de 22 ans et plus à la fin de leurs études, un sur deux a attendu 6,6 ans avant de devenir parent contre 11 ans chez ceux qui ont quitté le système éducatif avant l'âge de 18 ans.

Contrairement aux hommes et quelle que soit la génération, la durée écoulée sans enfant chez une femme est beaucoup moins fonction de l'âge à la fin des études. La proximité ou la superposition des courbes de survie indique que la durée écoulée sans enfant, compte tenu de l'âge à la fin des études est similaire d'un groupe de femmes à l'autre (figure 3).

À l'instar de l'âge à la fin des études, l'effet de génération sur la durée écoulée sans enfant est significatif chez les hommes durant toute la période d'observation (figure 4). Que l'on considère les hommes qui étaient âgés de moins de 18 ans ou ceux qui avaient 22 ans et plus à la fin de leurs études, on observe un allongement de la durée écoulée sans enfant au fil des générations. Ainsi, dans les quinze premières années suivant la sortie du système éducatif, la durée écoulée avant la venue d'un premier enfant est demeurée relativement plus courte dans les plus anciennes générations.

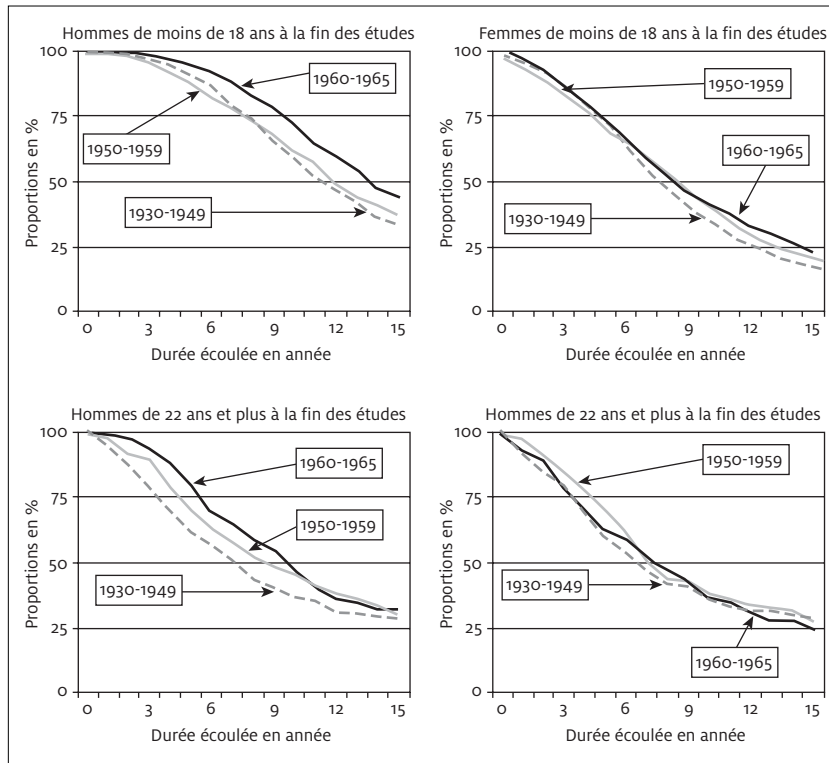
Toutefois, les hommes des générations 1930-49 et 1950-59 qui ont terminé leurs études avant l'âge de 18 ans ont eu le même comportement de fécondité à la sortie du système éducatif. Par contre, chez les femmes, indépendamment de la génération, les courbes de la figure 4 mettent en évidence une tendance à la convergence entre les groupes d'âge à la fin des études au niveau du délai séparant l'arrivée du premier enfant et la fin des études.

FIGURE 3 La durée écoulée avant d'avoir un premier enfant en fonction de la génération, selon l'âge à la fin des études



Enfin, l'effet de génération est variable car, comme dans le cas des femmes les plus jeunes à la fin de leurs études, c'est la courbe de la génération 1930-1949 qui se détache vers la gauche, indiquant que la venue du premier enfant a été un peu plus rapide aux durées élevées d'observation, soit huit ans après la fin des études. Avant cette durée et indépendamment de

FIGURE 4 La durée écoulée avant d'avoir un premier enfant chez les hommes et les femmes en fonction de l'âge à la fin des études, selon la génération



leur génération d'appartenance, les femmes qui finissent leurs études avant l'âge de 18 ans ont un comportement identique.

En résumé, l'approche non paramétrique utilisée ici a permis à la fois de révéler une forte hétérogénéité dans la population étudiée en fonction des critères retenus pour la stratification de l'échantillon (c'est-à-dire en termes de génération et d'âge à la fin des études) et de faire apparaître les différences entre les hommes et les femmes, quant à la transition vers la condition de parent après la première sortie du système éducatif.

Il faut retenir également que l'allongement de la durée de la formation initiale augmente significativement l'âge à la première naissance. De plus, pour le même âge à la fin des études, l'influence de la génération est plus claire chez les hommes que chez les femmes. L'effet différentiel des contextes traversés par ces générations, tant du point de vue des valeurs familiales dominantes que de celui des conditions d'accès au marché du travail,

pourrait expliquer ce dernier résultat. Du côté des femmes, leur mise en couple avec des conjoints un peu plus âgés rendrait globalement l'effet de génération moins net. C'est, par exemple, le cas des femmes qui auraient formé leurs unions avec les hommes des générations 1930-1949. Ces hommes, pour la plupart, seraient entrés sur le marché du travail dans les années 1950, période de plein emploi suscitée par la reconstruction de l'après-guerre. Dans ces conditions, ce n'est plus l'appartenance à une génération qui influe sur le comportement des femmes en matière de fécondité mais le fait d'être en union. Nous tenterons dans les analyses qui suivent de vérifier cette relation. Ensuite, pour les générations masculines, nous testerons l'hypothèse suivant laquelle la distance temporelle séparant la fin des études de la première naissance se raccourcit à mesure que s'allonge la durée des études alors que, par contraste, chez les femmes, la durée écoulée avant d'avoir un premier enfant dépend beaucoup moins de l'âge à la fin des études, à quelques exceptions près.

Ces résultats permettent de conclure qu'au Canada, la transition vers le statut de parent demeure différenciée selon le sexe. Sur cette base, les disparités entre hommes et femmes liées à l'âge de fin des études demandent également une interprétation différente. Celles-ci s'expliqueraient moins par des choix singuliers que par les normes sociales et les contraintes de l'existence. En effet, le modèle traditionnel de fonctionnement de la famille qui prescrivait à l'homme le statut de principal pourvoyeur du ménage et à la femme la responsabilité de l'entretien de la progéniture est toujours en vigueur, ne serait-ce qu'en termes de perception. De ce fait, après la sortie du système éducatif, les hommes semblent rechercher avant tout leur autonomie. Ainsi, les difficultés d'insertion professionnelle auxquels les jeunes sont confrontés et le retard dans l'acquisition de l'indépendance résidentielle contribueraient davantage au report de la première naissance chez les hommes. Les jeunes femmes sont quant à elles plus susceptibles de devenir mères rapidement en raison, soit de leur mise en couple avec des hommes déjà établis professionnellement, soit de leur adhésion à une sorte de norme sociale relative à l'âge auquel les femmes devraient avoir un premier enfant. Ces hypothèses explicatives seront approfondies par l'analyse de l'ensemble des caractéristiques individuelles supposées exercer une certaine influence sur le fait de devenir parent.

Analyse des facteurs d'influence

Le principal objectif est d'évaluer l'effet de l'âge à la fin de la formation initiale en présence de certaines caractéristiques individuelles pertinentes. Les

modèles permettent d'analyser parmi les hommes et les femmes restés sans enfant jusqu'à la fin de leurs études initiales la probabilité conditionnelle d'avoir un premier enfant. Les analyses sont menées de façon séparée pour les hommes et pour les femmes en raison du fait que les caractéristiques retenues risquent de jouer différemment selon le sexe des répondants. Une analyse de régression de Cox a été effectuée pour l'ensemble de l'échantillon (toutes générations confondues) et trois modèles ont été estimés. Le premier modèle évalue l'effet brut de chacune des caractéristiques. Le second modèle estime l'effet net de l'âge à la fin des études en présence de certains marqueurs usuels du passage à la vie adulte (les statuts d'activité économique et matrimonial), compte tenu des retours aux études. Enfin, le troisième modèle permet de contrôler l'effet de l'âge à la fin des études en présence des caractéristiques socio-démographiques; c'est donc le modèle complet de notre analyse. Par ailleurs, nous avons réalisé des analyses par génération. Cependant, les résultats obtenus n'ont pas apporté d'informations complémentaires en comparaison à ceux estimés pour l'ensemble de l'échantillon, en particulier ceux associés à l'effet de l'âge à la fin des études. Pour cette raison, ils ne seront pas présentés de façon systématique mais suivant leur pertinence. Les résultats des modèles estimés par génération se trouvent en annexe (tableau A2).

Les résultats sont présentés sous forme de rapports de risque (forme exponentielle des coefficients additifs) des régressions de Cox. Le rapport de risque mesure l'influence moyenne d'une caractéristique donnée sur le risque annuel de connaître l'événement étudié. Il s'interprète en fonction de la catégorie de référence à laquelle est attribuée la valeur 1. Dans le cadre de cette analyse de l'arrivée du premier enfant, une catégorie de la variable indépendante dont le rapport de risque est plus grand que 1 signifie que cette catégorie augmente le risque de devenir parent par rapport à la catégorie de référence. À l'inverse, un rapport de risque inférieur à 1 indique que la catégorie réduit ce risque. L'effet des facteurs explicatifs dont la valeur, pour un répondant, peut varier en cours d'observation, s'interprète de la même manière que l'effet d'une caractéristique dont la valeur ne changerait pas. Par exemple, suivant sa situation à chacun des intervalles de mesure du risque, un homme sera pris en compte dans la catégorie de l'état matrimonial où est survenu le premier enfant. Ainsi, un homme peut successivement être hors union, se marier puis vivre en union libre avec une autre conjointe. S'il n'a toujours pas eu son premier enfant et qu'il vit désormais en union libre, son risque de paternité sera celui associé aux hommes qui vivent en union libre.

Le tableau 4 présente les effets bruts et nets des caractéristiques individuelles sur les risques qu'ont les hommes et les femmes de devenir parents après la sortie du système éducatif. Chez les hommes, l'effet brut de l'âge à la fin des études confirme les résultats obtenus à partir des courbes de survie présentées plus haut (figure 3) indiquant une corrélation positive avec la probabilité conditionnelle d'avoir un premier enfant. Par contre, chez les femmes, l'effet brut de ce facteur est associé à une faible propension à devenir mère. En ce qui concerne la génération, quel que soit le sexe, son effet brut est relié négativement au risque d'avoir un premier enfant. D'après ces résultats et en l'absence des autres facteurs d'influence, l'âge à la fin des études a un effet différentiel selon le sexe.

La prise en compte dans le second modèle des facteurs suivants : « retour aux études », « statut dans l'activité économique » et « statut matrimonial », perturbe l'effet brut observé dans le premier modèle pour la génération chez les femmes et pour l'âge à fin des études chez les hommes. Ainsi, l'effet de génération change de sens et devient positif tandis que celui de l'âge à la fin des études devient négatif. Toutefois, l'effet des trois facteurs susmentionnés reste fortement significatif. La variation observée de l'effet de la génération et de l'âge à la fin des études confirme l'importance théorique des statuts économique et matrimonial dans le processus de passage à la vie adulte, particulièrement lorsqu'il s'agit de la décision d'avoir un premier enfant. Ces facteurs figurent parmi les conditions préalables à remplir au regard du processus étudié. Le statut matrimonial déterminerait, entre autres, le niveau d'exposition au risque d'avoir un premier enfant ainsi que les attitudes et les valeurs en lien avec le comportement familial. Le statut d'activité pourrait signifier la capacité à assumer la responsabilité des personnes à charge. Enfin, pour ce qui est du retour aux études, il traduirait un manque de disponibilité pour entamer la réalisation d'autres projets de vie plus exigeants, notamment en termes de temps.

Pour chacune des caractéristiques individuelles incluses dans l'analyse, les interprétations ci-dessous font référence aux résultats du troisième modèle (tableau 4).

TABLEAU 4 Rôle des caractéristiques individuelles sur le risque des hommes et des femmes de devenir parents après la sortie du système éducatif : rapports de risque des régressions de Cox, ensemble de l'échantillon

CARACTÉRISTIQUES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES	CATÉGORIES DE VARIABLES	HOMMES			FEMMES		
		Effets bruts (modèle 1)	Effets nets (modèle 2)	Ensemble variables (modèle 3)	Effets bruts (modèle 1)	Effets nets (modèle 2)	Ensemble des Variables (modèle 3)
Génération	(1930-1949) 1950-1959 1960-1965	1,00 0,89*** 0,73***	1,00 0,93** 0,90**	1,00 0,95***	1,00 0,93*** 0,89***	1,00 1,02** 1,14***	1,00 1,02* 1,16***
Âge à la première sortie du système éducatif	(Moins de 18 ans) 18-19 ans 20-21 ans 22 ans ou plus	1,00 1,09*** 1,15*** 1,27***	1,00 0,88** 0,89** 0,80**	1,00 0,87*** 0,85*** 0,74***	1,00 0,96*** 0,98* 0,86***	1,00 0,88*** 0,84*** 0,75**	1,00 0,89*** 0,86*** 0,81***
Retour aux études	(Pas de retour aux études) Avec retour aux études	1,00 0,69***	1,00 0,76***	1,00 0,82***	1,00 0,45***	1,00 0,55***	1,00 0,56***
Statut économique	(Sans emploi) En emploi	1,00 2,21***	1,00 1,39***	1,00 1,38***	1,00 0,33***	1,00 0,30***	1,00 0,30***
Statut matrimonial	(Hors union) Marié Union libre	1,00 11,19*** 6,63***	1,00 11,19*** 3,74***	1,00 11,28*** 3,74***	1,00 16,40*** 4,89***	1,00 18,42*** 5,84***	1,00 18,32*** 0,85***
Niveau de scolarité atteint au premier arrêt des études	(Secondaire ou moins) Collégial Université	1,00 1,11*** 1,23***		1,00 1,11*** 1,11***	1,00 1,05*** 0,86***		1,00 1,02* 0,95**
Lieu de résidence à l'enquête	(Reste du Canada) Québec	1,00 0,97***		1,00 0,98**	1,00 0,89***		1,00 0,91***
Origine nationale des parents	(Parents canadiens) Parents étrangers Parents mixtes	1,00 0,78*** 0,91***		1,00 1,02 0,95***	1,00 0,68*** 0,99		1,00 0,84*** 0,98**
Taille de la fratrie	(Pas de frère/sœur) 1 à 2 frères /sœurs 3 à 4 frères/sœurs 5 frères/sœurs ou plus	1,00 1,22*** 1,21*** 1,38***		1,00 1,21*** 1,18*** 1,49***	1,00 1,04 1,09*** 1,11***		1,00 1,17*** 1,26*** 1,36***
Pratique religieuse à l'âge de 15 ans	(Régulière) Irrégulière Sans pratique	1,00 0,88*** 0,86***		1,00 0,99 0,95***	1,00 1,02** 0,92***		1,00 1,08*** 0,98**
Taille de l'échantillon		4621	4621	4621	5541	5541	5541
*** = p<=0,01		**=p<=0,05			*=p<=0,1		

ESG, 2001. Les modalités de référence figurent entre parenthèses.

Effet de génération et de l'âge à la fin des études

En présence des autres facteurs d'influence, la génération montre toujours un effet fortement significatif sur la probabilité conditionnelle d'avoir un premier enfant (modèle 3). Mais le sens de cette relation est différent selon le sexe. Chez les hommes, tel qu'attendu, les générations récentes ont moins de chances d'avoir un premier enfant que les plus anciennes (1930-1949) qui forment le groupe de référence. Comme nous l'avons mentionné plus haut, ce résultat corrobore l'idée de contextes différents traversés par ces trois générations. Nous estimons que les hommes de la plus ancienne génération auraient eu plus de facilités à entrer sur le marché du travail et à acquérir leur autonomie. Leur comportement familial aurait été renforcé par le soutien familial à l'établissement conjugal plus systématique pour les jeunes adultes de ces générations. Mais aussi, les hommes nés entre 1930-1949 auraient évolué dans un environnement socioculturel plus conservateur et favorable à la famille. Par contre, dans les récentes générations (1960-1965), en plus des difficultés d'insertion professionnelle stable, se greffent d'autres paramètres dont les valeurs plus modernes de liberté de choix et l'émergence de nouveaux standards de consommation qui se concilient mal avec la précarité économique. Autrement dit, pour ces générations, l'accroissement des possibilités offertes aux individus fait que le projet d'enfant est désormais situé dans la perspective de ses interférences avec d'autres aspirations.

Chez les femmes, en revanche, la génération a un impact positif sur la probabilité conditionnelle d'avoir un premier enfant. Dans les récentes cohortes de naissance, les chances de devenir mère sont plus élevées que dans les plus anciennes générations. En effet, une femme née entre 1960 et 1965 risque d'avoir un premier enfant de 16 % supérieur à celui d'une femme appartenant à la génération 1930-1949. Ce dernier résultat n'était pas attendu. Cependant, il révèle un fait important, à savoir l'évolution au fil du temps des comportements en matière de procréation chez les femmes instruites. Ainsi, les femmes des générations 1930-1949 figurent parmi les pionnières d'une faible fécondité dans les pays occidentaux. Nous estimons qu'elles auraient été confrontées sur le marché matrimonial au problème du choix du futur conjoint en raison de leurs exigences plus élevées en matière de relations de couple, mais aussi des préjugés à leur égard. En outre, ces femmes auraient joué un rôle moteur dans la lutte pour l'émancipation et dans l'établissement des rapports de sexe égalitaires. Dans ces conditions, la carrière professionnelle devenait pour elles un moyen d'affirmation de leur identité alors que l'exercice du rôle de mère pouvait être perçu comme un obstacle face cet enjeu.

Le fait que les jeunes générations de femmes se montrent plus favorables à la venue du premier enfant pourrait être interprété en lien avec la généralisation des valeurs post-matérialistes caractérisées notamment par l'amélioration des rapports de genre, la désinstitutionnalisation des relations de couple et la prise en compte dans les législations du travail de la dimension familiale, bien qu'encore timide. Toutefois, cela ne signifie pas que les femmes instruites des récentes générations ont eu plus d'enfants que celles nées entre 1930-1949 car il ne s'agit que de la première naissance.

Plus l'âge à la fin de la formation initiale est élevé, plus la probabilité conditionnelle d'avoir un premier enfant est faible. Les personnes qui ont terminé leurs études à l'âge de 22 ans et plus ont respectivement 19 % et 26 % moins de chances d'avoir un premier enfant que les personnes qui ont arrêté leurs études avant l'âge de 18 ans. Pour les hommes, ce résultat contredit celui obtenu dans le premier modèle. Néanmoins, tant du point de vue des hommes que de celui des femmes, il confirme l'hypothèse que le prolongement des études, même au moment de la formation de base, est associé à un risque plus faible d'avoir un premier enfant.

Au plan explicatif, l'interprétation de l'effet de l'âge à la fin des études implique une nuance selon les sexes. Chez les hommes, au regard de l'effet brut de ce facteur (modèle 1), on est tenté de conclure que ce n'est pas tant l'âge à la fin des études qui détermine le passage au statut de parent, mais plutôt le fait d'avoir franchi les autres étapes (être en emploi, en couple) qui constituent des préalables à la fondation d'une famille. Par contre, chez les femmes, même l'effet brut de l'âge à la fin des études est demeuré fortement associé à un moindre risque d'avoir un premier enfant. Cela semble confirmer l'idée d'une plus grande infécondité parmi les femmes ayant fait de longues études (Martinelle, 1993; Blossfeld, 1995). En effet, la probabilité qu'une femme conçoive et parvienne au terme de sa grossesse diminue avec l'âge (Beets, 1995; Léridon, 1991). Dans l'ensemble, ces résultats confirment notre hypothèse d'une transition différentielle vers la condition de parent selon le sexe.

Comme prévu, l'effet du prolongement des études sur la probabilité conditionnelle d'avoir un premier enfant est confirmé par l'impact fortement négatif associé au fait d'être retourné aux études après un premier arrêt d'au moins une année. Ce résultat peut s'interpréter de deux façons : les personnes qui retournent aux études font le choix d'investir davantage dans le capital humain pour prétendre à de meilleurs emplois et gains une fois de retour sur le marché du travail (Felmlee, 1988); les personnes qui retournent aux études sont plus favorables aux valeurs modernes, particulièrement celles orientées vers la réalisation de la carrière professionnelle et les nouveaux modes de vie en famille.

L'impact négatif de l'allongement de la durée de la formation initiale et du retour aux études sur la probabilité conditionnelle d'avoir un premier enfant amène au constat que toute prédiction en matière de rajeunissement du calendrier de la première naissance serait une entreprise hasardeuse. Cela est d'autant plus vrai que la diminution, d'une génération à l'autre (tableau A2 en annexe), de l'ampleur des rapports de risque associés aux retours aux études pourrait signifier que la naissance du premier enfant est moins fréquente avant la fin des études, contrairement à une certaine opinion qui postule leur importance accrue avant la fin des études. Or, dans ce domaine, la tendance montre que ces dernières années, les retours aux études ne touchent pas que les adultes qui sont déjà établis au plan familial mais concernent aussi des personnes plus jeunes éprouvant des difficultés d'insertion professionnelle stable à la sortie du système éducatif. Gower (1997) déclare qu'entre 1976 et 1996, le nombre de Canadiens âgés de 25 à 64 ans fréquentant l'école à temps plein a plus que triplé. De même, les résultats d'une étude réalisée à partir des données de l'EDTR (Xuelin et Palameta, 2006) montrent que les travailleurs jeunes (âgés de 17 à 34 ans) et célibataires sont plus susceptibles que les travailleurs plus âgés (35 à 59 ans), mariés et divorcés, de poursuivre des études à l'âge adulte.

L'influence du statut économique et de l'union

Ces deux caractéristiques varient dans le temps et établissent le statut des hommes et des femmes au moment de la naissance de l'enfant. L'activité économique mesure le rôle que joue la participation au marché du travail sur la venue de la première naissance. Comparativement aux hommes sans emploi, ceux qui exerçaient une activité économique sont plus susceptibles de devenir parent après la sortie du système éducatif. Pour une femme, le fait d'exercer une activité économique après la sortie du système éducatif est un facteur qui réduit les chances d'avoir un premier enfant. En effet, la probabilité conditionnelle qu'ont les femmes qui étaient en emploi d'avoir un premier enfant est 71 % moins élevée que celle des femmes sans emploi. Ces résultats confirment ainsi la relation classique entre le statut dans l'activité économique et le comportement de fécondité tant chez les hommes que chez les femmes.

Chez les hommes, ce résultat signifierait que, de tout temps, le processus étudié s'est inscrit dans le cadre de l'émancipation individuelle qui visait une certaine autonomie financière dans le but d'assumer les responsabilités familiales. Chez les femmes, ce même processus requiert une certaine disponibilité rendant ainsi incompatible l'exercice d'une activité

économique versus l'exercice du rôle de mère. L'explication pourrait être que celles qui choisissent d'être en emploi, aussitôt après la fin des études, décident également de retarder les événements familiaux au profit de la réalisation de leur carrière professionnelle. Le choix de travailler serait également renforcé par la nécessité d'avoir deux revenus avant d'entamer la réalisation du projet d'enfants.

Toutefois, la question se pose de savoir si parmi les femmes en emploi, toutes ont le même comportement, indépendamment de la flexibilité ou non qu'offre leur statut de travail. Autrement dit, existe-t-il, une différence de comportement en matière de fécondité entre une femme se trouvant dans une situation d'activité plus rigide et celle bénéficiant d'une situation plus flexible en termes d'horaires de travail et d'avantages sociaux qui favoriseraient la conciliation des vies familiale et professionnelle? Nous ne pouvons, dans le cadre de cet article, répondre à cette question faute d'avoir pris en compte les différentes modalités de participation des femmes au marché du travail. Cependant, des recherches supplémentaires s'imposent.

En ce qui concerne le statut matrimonial, le fait d'être marié ou en union libre est associé à un fort risque d'avoir un premier enfant. Ainsi, durant la période qui suit le premier arrêt des études, les hommes mariés ont environ onze fois plus de chances d'avoir un enfant que ceux qui sont hors union. Par rapport à ce même groupe de référence, les hommes vivant en union libre ont environ quatre fois plus de chances de connaître l'événement étudié. Chez les femmes, les effets sont semblables à ceux observés chez les hommes, mais l'ampleur des rapports de risque qui y sont associés est plus forte, soit dix-huit fois pour les femmes mariées et six fois pour celles vivant en union libre, comparativement aux femmes hors union.

Les autres facteurs significatifs

Dans le tableau 4, les autres caractéristiques individuelles qui ont également un impact significatif sur la probabilité conditionnelle d'avoir un premier enfant sont le niveau d'instruction, la province de résidence, l'origine nationale des parents, la taille de la fratrie et la pratique religieuse à l'âge de 15 ans. Dans l'ensemble, les résultats vont dans le sens attendu, à l'exception de l'effet de l'origine nationale des parents chez les femmes. Les effets du niveau d'instruction atteint à la fin des études sont significatifs mais de sens contraire selon le sexe. Chez les hommes, le niveau d'instruction élevé augmente le risque d'avoir un premier enfant alors que chez les femmes, il réduit ce même risque. En ce qui concerne le lieu de résidence,

il montre que les hommes et les femmes qui résidaient au Québec sont moins susceptibles de devenir parents comparativement aux personnes qui résidaient dans le reste du Canada. L'effet de ce facteur a changé de direction dans la plus récente génération indiquant que les résidents du Québec de la génération 1960-1965 ont plus de chances d'avoir un premier enfant que ceux qui vivent dans le reste du Canada (tableau A3 en annexe). Ce résultat pourrait être attribué en partie aux effets des profonds changements socioculturels intervenus ces dernières décennies au Québec, notamment ceux touchant le cadre familial. En effet, le développement de la cohabitation hors mariage au Québec est l'une des raisons à prendre en compte dans la compréhension du phénomène étant donné que de plus en plus d'enfants naissent dans ce type d'union. On pense également à l'effet de certaines mesures sociales destinées au soutien des familles avec de jeunes enfants qui sont un peu plus généreuses au Québec (en particulier les garderies publiques subventionnées par le gouvernement).

En ce qui a trait à l'origine nationale des parents, elle réduit le risque d'avoir un premier enfant pour les personnes nées de deux parents d'origine autre que canadienne. Quant au fait d'avoir eu un nombre élevé de frères ou sœurs, il augmente de manière significative la probabilité conditionnelle de devenir parent. Enfin, l'effet de la religion se traduit par le moindre risque d'avoir un premier enfant chez les personnes non pratiquantes à l'âge de 15 ans. Dans les générations féminines récentes, étonnamment, on observe le résultat contraire.

VUE D'ENSEMBLE ET CONCLUSION

Notre principal objectif était d'apporter un éclairage sur le passage au statut de parent après la sortie du système éducatif. Plus spécifiquement, nous avons examiné l'effet de l'allongement de la durée de la formation initiale sur le calendrier de la première naissance et sur la durée écoulée sans enfant depuis la fin des études. Tout d'abord, il ressort que l'effet le plus important du prolongement des études est d'élever l'âge à la première naissance, quel que soit le sexe. Ensuite, chez les hommes, le prolongement de la durée de la formation initiale raccourcit la distance temporaire séparant la fin des études de la première naissance. Par contre, chez les femmes, le prolongement des études contribue significativement à l'augmentation de la proportion de celles qui n'auront pas du tout d'enfant. Ceci est d'autant plus vrai que l'infécondité est rarement un choix mais le plus souvent le résultat d'incessants reports en attendant un meilleur

moment (Kravdal, 1994; Toulemon, 1995). Dans la plupart des cas, les personnes qui retournent étudier seraient motivées par le désir d'améliorer leurs perspectives d'emploi (Gower, 1997).

Nos résultats valident l'hypothèse d'une transition différentielle vers la condition de parent selon le sexe. Nous avons vu, à partir des courbes de survie de Kaplan Meier, que le calendrier de la première naissance est plus précoce chez les femmes que chez les hommes. Pour ces derniers, le processus étudié relèverait de l'émancipation individuelle impliquant une indépendance financière favorable à des projets d'investissement sur le long terme, comme celui d'avoir un enfant. Chez les femmes, nos résultats indiquent également la complexité qui entoure la réalisation du projet d'enfant parmi les femmes très instruites. Ainsi, la compréhension du comportement de fécondité de premier rang chez les femmes implique la prise en compte de plusieurs facteurs, entre autres, l'âge à la fin des études (en raison de l'infécondité plus fréquente parmi les femmes ayant fait de longues études), les facteurs incitatifs (par exemple, les possibilités offertes en matière de conciliation travail-famille et les ressources financières du couple) ainsi que les attitudes et valeurs dominantes, particulièrement les rapports de sexe égalitaires, l'émergence d'une mentalité privilégiant la satisfaction personnelle, la tendance à retarder le mariage, en raison de la liberté nouvelle de vivre des expériences affectives, sentimentales et sexuelles hors des formes traditionnelles, l'évolution de la signification de l'enfant et l'accroissement du pouvoir de décision des femmes.

En bref, si le prolongement des études retarde la première naissance, ce phénomène s'observe également après la première sortie du système éducatif. En effet, les jeunes Canadiens et Canadiennes, une fois leurs études terminées, continuent de repousser à plus tard le premier enfant. En conséquence, nous devons nous attendre de plus en plus à des premières naissances tardives et éventuellement à plus d'infécondité. D'abord, parce que nous sommes dans une société où le mariage perd graduellement de sa popularité et où ceux qui se marient le font de plus en plus tard. Ensuite, parce que parmi les femmes des générations récentes, la tendance dominante légitime la rentabilisation des investissements consentis dans l'éducation; tendance qui serait renforcée par la nécessité de plus en plus grande pour les couples d'avoir deux revenus. Enfin, parce que l'établissement professionnel des jeunes est de plus en plus tardif. La persistance de ces conditions, le manque d'alternative et l'ampleur du phénomène du retour aux études parmi les jeunes vont davantage contribuer au maintien du statu quo du report de la première naissance.

En conclusion, ce n'est pas seulement l'allongement de la durée des études qui est déterminante dans le passage au statut de parent mais également l'existence de facteurs incitatifs, particulièrement ceux pouvant favoriser le passage des études au marché du travail. Or, les mesures sociales existantes en matière de soutien aux familles ne prennent en compte que la situation des personnes déjà en couple, faisant fi de celle des jeunes en plein processus de passage à la vie adulte.

BIBLIOGRAPHIE

- ANTOINE, P. 2002. « L'approche biographique de la nuptialité : application à l'Afrique », dans G. CASELLI, J. VALLIN et G. WUNSCH. *Démographie : Analyse et synthèse II. Les déterminants de la fécondité*. Paris, Éditions de l'INED : 51-74.
- BECKER, G. S. 1960. « An economic analysis of fertility », dans G. S. BECKER, éd. *Demographic and economic change in developed countries*. Princeton, New Jersey, Princeton University Press : 209-231.
- BECKER, G. S. 1964. *Human capital*. New York, Columbia University Press (rééd. 1975).
- BECKER, G. S. 1981. *A treatise on the family*. Cambridge, Mass., Harvard University Press, 248 p. (édition revue et augmentée en 1991).
- BEETS, G. 1995. « Does the increasing age at first birth lead to increases in involuntary Childlessness? », *European Population Conference*, Milan.
- BÉLANGER, A., et J. DUMAS. 1997. *Rapport sur l'état de la population du Canada*. Ottawa, Statistique Canada, n° 91-209 XPF au catalogue, 193 p.
- BÉLANGER, A., et P. TURCOTTE. 1999. « L'influence des caractéristiques socio-démographiques sur le début de la vie conjugale des Québécoises », *Cahiers québécois de démographie*, 28, 1-2 : 173-197.
- BÉLANGER, A., et L. MARTEL. 2002. « La conjoncture démographique au Canada », dans A. BÉLANGER, *Rapport sur l'état de la population du Canada*. Ottawa, Statistique Canada, n° 91-209 au catalogue : 11-135.
- BLOOM, D. E., et J. TRUSSELL. 1984. « What are the determinants of delayed childbearing and permanent childlessness in the United States? », *Demography*, 21, 4 : 591-609.
- BLOSSFELD, H.-P., A. HAMERLE et K. U. MAYER. 1989. *Event analysis history*. New Jersey LEA : 297 p.
- BLOSSFELD, H.-P., et J. HUININK. 1991. « Human capital investments or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation », *American Journal of Sociology*, 97, 1 : 143-168.
- BLOSSFELD, H.-P. 1995. « Changes in the process of family formation and women's growing economic independence : A comparison of nine countries », dans H.-P. BLOSSFELD, *The new role of women. Family formation in modern societies*. San Francisco, Boulder, Oxford, Westview press : 3-32.

- BLOSSFELD, H.-P., et M. MILLS. 2003. « Globalization, uncertainty and changes in early life courses », *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 6 : 188-218.
- BUBER, I. 2001. « The effect of the completion of education on entry into motherhood in Austria. Or the real education catch-up effect ». Paper to be presented at the 15th Annual Conference of the European Society for Population Economics. Ethen, University of Economics and Business, June 14-16.
- COURGEAU, D., et E. LELIEVRE. 1989. *Analyse démographique des biographies*. Paris, Éditions de l'INED, 268 p.
- COX, D. R. 1972. « Regression models and life-tables », *Journal of the Royal Statistical Society*, 8, 34 : 187-220.
- DE WIT, M. L., et F. RAJULTON. 1992. « Education and timing of parenthood among Canadian women : a cohort analysis », *Social Biology*, 39, 1-2 : 109-122.
- DROLET, M. 2002. *Mariage, maternité et rémunération : le choix du moment importe-t-il?* Ottawa, Statistique Canada, n° 11F0019, 186 au catalogue, 28 p.
- DUMAS, J., et A. BÉLANGER. 1997. *Rapport sur l'état de la population du Canada*. Ottawa, Statistique Canada, n° 91-209 XPF au catalogue, 192 p.
- EASTERLIN, R. A. 1973. « Relative economic status and the American Fertility swing », dans E. B. Sheldon, éd. *Family economic behaviour : problems and prospects*. Philadelphia, Lippincott : 166-223.
- EASTERLIN, R. A., C. MACDONALD et D. J. MACUNOVICH. 1990. « How have American baby boomers fared? Earnings and economic well-being of young adults, 1964-1987 », *Journal of Population Economics*, 3, 4 : 277-290.
- FANG, C. 1993. « Schooling as a job process ». *Economics Letters*, 41 : 85-91.
- FELMLEE, D. L. 1988. « Returning to school and women's occupational attainment », *Sociology of education*, 61, 1 : 29-41.
- GALLAND, O. 1996. « L'entrée dans la vie adulte en France. Bilan et perspectives sociologiques », *Sociologie et sociétés*, 28, 1 : 37-46.
- GALLAND, O. 1985. « Formes et transformations de l'entrée dans la vie adulte », *Sociologie du travail*, 27, 1 : 32-52.
- GAUTHIER, M. 1991. *L'insertion de la jeunesse Canadienne en emploi*. Rapport de recherche soumis à statistique Canada, Québec, Institut québécois de recherche sur la culture.
- GOWER, D. 1997. « Retour aux études : un défi d'avenir ». *L'emploi et le revenu en perspective*. Ottawa, Statistique Canada, no 75-001 XWF, 9, 3 au catalogue : 34-42.
- HOEM, B., et J. M. Hoem. 1987. « Patterns of deferment of the first births in modern Sweden », Stockholm, Stockholm University, Research Reports, *Demography*, 42.
- KRAVDAL, O. 1994. « The importance of economic activity, economic potential and economic resources for the timing of first births in Norway », *Population Studies*, 48, 2 : 249-267.
- LAPIERRE-ADAMCYK, É., C. LE BOURDAIS et K. LEHRAUPT, 1995. « Le départ du foyer parental des jeunes Canadiens nés entre 1921 et 1960 », *Population*, 4, 5 : 1111-1136.

- LAPIERRE-ADAMCYK, É., C. LE BOURDAIS et N. MARCIL-GRATTON. 1999 « Vivre en couple pour la première fois : la signification du choix de l'union libre au Québec et en Ontario », *Cahiers québécois de démographie*, 49, 1-2 : 199-227.
- LAPIERRE-ADAMCYK, É., et M. H. LUSSIER. 2005. « De la forte fécondité à la fécondité désirée », dans V. PICHE et C. LE BOURDAIS, éd. *Démographie québécoise. Enjeux du XXI^e siècle*. Montréal, Presses de l'Université de Montréal : 66-109.
- LE BOURDAIS, C., G. NEILL et V. NATHALIE. 2000. « L'évolution des liens conjugaux », dans *Tendances sociales canadiennes*. Ottawa, Statistique Canada, n° 11-008 au catalogue : 15-18.
- LERIDON, H., Y. CHARBIT, P. COLLOMB, J.-P. SARDON et L. TOULEMON. 1987. *La seconde révolution contraceptive. La régulation des naissances en France de 1950 à 1985*. Paris, INED PUF, Cahier n° 117, 379 p.
- LERIDON, H. 1991. « Stérilité et hypofertilité : du silence à l'impatience? », *Population*, 46, 2 : 227-248.
- MARINI, M. 1984. « Women's educational attainment and the timing of entry into parenthood », *American Sociological Review*, 49, 4 : 491-511.
- MARTINELLE, S. 1993. « The timing of first birth : analysis and prediction of Swedish birth rates », *European Journal of Population*, 9, 3 : 265-286.
- MCDONALD, P. 2001. « Theory pertaining to low fertility ». Paper presented at the *IUSSP Conference on Perspectives on Low Fertility : Trends, Theories and Policies*. Tokyo, 21-23, March 2001. [http : //demography .anu. edu. Au/VirtualLibrary /ConferencePapers /IUSSP 2001/Program.html](http://demography.anu.edu.au/VirtualLibrary/ConferencePapers/IUSSP2001/Program.html)
- MODELL, J., F. F. JR. FURSTENBERG et T. HERSHBERG. 1976. « Social change and transitions to adulthood in historical perspective », *Journal of family history*, 1, 1 : 7-32.
- MONGEAU, J., G. NEILL et C. LE BOURDAIS. 2001. « Effet de la précarité économique sur la formation d'une première union au Canada », *Cahiers québécois de démographie*, 30, 1 : 2-29.
- MORISSETTE, R. 2002. « Les gains cumulatifs chez les jeunes travailleurs », dans *L'emploi et le revenu en perspectives*. Ottawa, Statistique Canada, 14, 4 : 33-40.
- MORISSETTE, R., et A. JONHSON. 2005. *Les bons emplois disparaissent-ils au Canada?* Ottawa, Statistique Canada, n° 11F0019, 239 au catalogue, 52 p.
- OPPENHEIMER, V. K. 1988. « A theory of marriage timing », *American Journal of Sociology*, 94, 3 : 563-591.
- PITROU, A. 1987. « La notion de projet familial : conditions de vie et stratégies familiales à court et à long terme », dans B. BAWIN-LEGROS, dir. *La dynamique familiale et les constructions sociales du temps*. Liège, Université de Liège.
- RAVANERA, Z. R., F. RAJULTON et T. K. BURCH. 1998 « Early life transitions of Canadian women : A cohort analysis of timing, sequences and variations », *Revue Européenne de démographie*, 14, 2 : 179-204.
- RAVANERA, Z. R., F., RAJULTON, T. K. BURCH et C. LE BOURDAIS. 2002 « The early life courses of Canadian men : analysis of timing and sequences of events », *Canadian Studies in population*, 29, 2 : 293-312.

- ROMANIUC, A. 1984. *La conjoncture démographique. La fécondité : croissance et déclin*. Ottawa, Approvisionnement et services, 158 p.
- TOULEMON, L. 1995. « Très peu de couples restent volontairement sans enfants », *Population*, 4-5 : 1079-1109.
- TURCOTTE, P., et F. GOLDSCHIEDER, 1998. « Evolution of factors influencing first union formation in Canada », *Canadian Studies in Population*, 25, 2 : 145-173.
- VOSKO, L. F., N. ZUKEWICH et C. CRANFORD. 2003. « Le travailleur précaire une nouvelle typologie de l'emploi », *Perspective*. Ottawa, Statistique Canada, n° 75-001XIF, 1 au catalogue : 1-14.
- WARREN, C. 2000. « Éducation scolaire », dans *Tendances sociales canadiennes*. Ottawa, Statistique Canada, n° 11-008, 59 au catalogue : 3-8.
- XUELIN, Z., et B. PALAMETA. 2006 « La poursuite des études à l'âge adulte et ses répercussions sur les gains au Canada », *Études analytiques – Documents de recherche*. Ottawa, Statistique Canada, n° 11F0019, 276 au catalogue, 37 p.

ANNEXES

TABLERAU A1 Nombre de répondants exclus de l'analyse de survie par cause et selon le sexe

Échantillon soumis à l'analyse de la probabilité de rester sans enfant après la sortie du système éducatif	HOMMES	FEMMES	TOTAL
Répondants des générations 1930-1971	6950	8624	15574
Causes de l'exclusion			
* Manque au moins une information sur l'histoire éducative	151	149	300
* Premier enfant né avant la fin des études	138	355	493
* Immigrants ayant eu un premier enfant avant l'arrivée au Canada	305	419	724
* Pas d'informations sur le statut migratoire	32	22	54
* Pas d'informations sur certaines caractéristiques incluses dans les analyses	820	1010	1830
* Total des exclus	1446	1955	3401
* Nombre de cas valides dans les générations 1930-1971	5504	6669	12173
* Répondants des générations 1930-65 retenus pour les analyses	4621	5541	10162

ESG, 2001.

Le nombre de répondants exclus de l'étude semble élevé, mais le fait que plusieurs questions font appel à la mémoire des répondants justifie ces exclusions. Les analyses de survie effectuées sans exclure au préalable les répondants pour cause de réponses manquantes sont identiques à celles réalisées après ces exclusions. De plus, les données invalides se distribuent de façon aléatoire à travers les générations. Les personnes exclues ne relèvent ni d'une seule génération ni ne possèdent de caractéristiques particulières pouvant faire que l'on parle du biais de sélection dans l'échantillon.

TABEAU A2 Rôle des caractéristiques individuelles sur le risque des hommes de devenir parents après la sortie du système éducatif : rapports de risque du modèle semi-paramétrique de Cox, par cohorte de naissance

CARACTÉRISTIQUES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES	CATÉGORIES DE VARIABLES	HOMMES			FEMMES		
		1930-49	1950-59	1960-65	1930-49	1950-59	1960-65
Âge à la première sortie du système éducatif	(Moins de 18 ans)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	18-19 ans	0,91***	0,82***	0,97***	0,84***	1,01	0,80***
	20-21 ans	0,87***	0,92***	0,79***	0,77***	1,12***	0,82***
	22 ans ou plus	0,61***	0,83***	0,84***	0,70***	0,86***	1,02
Retour aux études	(Pas de retour aux études)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Avec retour aux études	0,89***	0,85***	0,69***	0,67***	0,53***	0,48***
Statut économique	(Sans emploi)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	En emploi	1,40***	1,56***	1,15***	0,33***	0,23***	0,32***
Statut matrimonial	(Sans union)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Marié	9,92***	10,93***	17,06***	24,46***	15,44***	15,19***
	Union libre	3,38***	3,53***	4,84***	6,91***	4,11***	5,41***
Niveau de scolarité atteint au premier arrêt des études	(Secondaire ou moins)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Collégial	1,02	1,05**	1,35***	1,06***	1,06***	0,94**
	Université	1,14***	1,05	1,20***	0,84***	0,86***	1,06
Lieu de résidence à l'enquête	(Reste du Canada)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Québec	0,85***	1,02	1,27***	0,95***	0,81***	1,06***
Origine nationale des parents	(Parents canadiens)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Parents étrangers	0,90	1,02	1,20***	1,12***	0,74***	0,75***
	Parents mixtes	1,10***	0,95**	0,95**	0,99	1,01	0,89***
Taille de la fratrie	(Pas de frère/sœur)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	1 à 2 frères /sœurs	1,12***	1,18***	1,48***	1,26	0,99	1,17***
	3 à 4 frères/sœurs	1,10***	1,11***	1,44***	1,36***	1,08**	1,24***
	5 frères/sœurs ou plus	1,36***	1,53***	2,02***	1,45***	1,16***	1,34***
Pratique religieuse à l'âge de 15 ans	(Régulière)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Irrégulière	0,90***	1,09***	0,99	0,97	1,02	1,39***
	Sans pratique	0,96***	0,93***	0,92***	0,87***	1,04***	1,04**
Taille de l'échantillon		1932	1499	1190	2435	1803	1303
*** = p<0,01		**=p<0,05			*=p<0,1		

ESG, 2001. Les modalités de référence figurent entre parenthèses.

ABSTRACT

Germain BINGOLY-LIWORO and Évelyne LAPIERRE-ADAMCYK

To become a parent in Canada : The effect of the lengthening of the education period

In this article, we examine the effect of the lengthening of the first period of education on age at first birth and on the duration of the period between the end of that first period and the birth of the first child. Event history analysis techniques were applied to 10 161 biographical information for men and women collected by the 2001 General Social Survey (Statistics Canada). The results show that the most important effect of that prolongation is, on the one hand, to increase the age at first birth, and on the other hand, to increase childlessness, particularly among women. By contrast, among men, time spent without children after the end of that first period of education is negatively associated with the length of education. However, for both sexes, the longer the first period of education, the lower the probability of having a first child. For men, the transition to first parenthood is related to individual emancipation for which labour force integration is a major key. On the contrary, for women, labour force participation is negatively associated with becoming a mother. These results suggest the persistence of traditional differences between men and women in the family formation process.