

## **DEVENIR PARENT AU CANADA : L'EFFET DU PROLONGEMENT DES ÉTUDES**

### ***Résumé.***

*Cette communication examine l'effet du prolongement des études aussi bien sur l'âge à la première naissance que sur la durée écoulée sans enfant, après la sortie du système éducatif. À l'aide des méthodes d'analyse biographique, nous avons analysé 12173 biographies des personnes âgées de 30 à 71 ans, interviewées à l'Enquête sociale générale sur la famille du Canada de 2001. Parmi les personnes restées sans enfant jusqu'à la fin des études, l'effet le plus important du prolongement des études est d'élever l'âge à la première naissance et de contribuer à l'augmentation de l'infécondité. Par contre, l'effet brut du prolongement des études sur la période vécue sans enfant est variable selon le sexe. Par ailleurs, la transition vers la condition de parent est étroitement associée aux risques variables attachés à certaines caractéristiques individuelles, notamment aux statuts économique et matrimonial. Dans l'ensemble, nos résultats suggèrent la persistance du modèle d'établissement familial différencié selon les sexes.*

Germain Bingoly-Liworo  
Evelyne Lappierre-Adamcyk

## Introduction

Au Canada comme dans beaucoup d'autres pays développés en situation post-transitionnelle, le franchissement des seuils de passage à la vie adulte connaît des glissements vers des âges élevés. C'est, par exemple, le cas de la transition des jeunes vers le fait de devenir parent qui s'effectue de plus en plus tardivement. Parmi les facteurs auxquels ce retard est relié figure le prolongement de la durée des études. Mais de façon surprenante, la relation entre l'âge de fin des études ou plus généralement entre l'allongement de la durée des études et la première naissance a été relativement peu étudiée, surtout à partir des données biographiques permettant l'application des 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 reliée entre autres à l'allongement de la durée des études (Bloom et Trussell., 1984 ; Margaret Marini., 1984 ; Britta Hoem and J.M. Hoem., 1987 ; Blossfeld et Huinink., 1991 ; De Wit. M.L et Rajulton. F., 1991)<sup>1</sup>. 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 les facteurs d'influence associés au risque de devenir parent après la sortie du système éducatif. D'où la question suivante : qu'advient-il de la transition vers le fait de devenir 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 aussi bien sur l'âge à la première naissance que sur la durée séparant la fin des études de la première naissance ? Pourquoi certains jeunes à leur sortie du système scolaire deviennent plus rapidement parents tandis que d'autres reportent davantage cette transition ? Est-ce que le fait d'être en union ou en emploi 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 ? C'est à ces questions que cette étude va tenter de répondre en analysant les biographies des hommes et des femmes nés entre 1930 et 1971. Ces biographies ont été recueillies lors de l'Enquête sociale générale sur la famille (cycle 15) réalisée par Statistique Canada en 2001.

Dans cet article nous nous proposons principalement d'examiner, à travers les générations, les répercussions du prolongement de la durée des études aussi bien sur l'âge à la première naissance que sur la distance temporelle séparant la fin des études de la première naissance. De même, nous tentons de confronter les calendriers masculins et féminins de transition vers le fait de devenir parent, en vue de vérifier la persistance ou non du modèle d'établissement familial différencié selon les sexes. Enfin, nous explorons empiriquement l'influence de certaines caractéristiques individuelles sur le risque de devenir parent, en particulier, l'effet des statuts économique et matrimonial.

L'article est subdivisé en trois parties. La première donne un aperçu sur l'allongement de la durée des études, à travers les générations. La seconde partie, quant à elle, s'attache à la description de l'arrivée du premier enfant, après la sortie du système éducatif. Cette description vise le calendrier des naissances et la durée séparant la fin des études de la première naissance. Enfin, la troisième partie est consacrée à l'examen des effets de certaines caractéristiques individuelles sur les différences observées entre les individus en maintenant constant l'effet des autres variables incluses dans le modèle.

---

<sup>1</sup> Bloom. D.E. et Trussell. J., 1984 . « What are the determinants of delayed childbearing and permanent childlessness in the United States ? », Demography, vol. 21 n° 4, pp. 591-609

Marini. M., 1984. «Women's educational attainment and the timing of entry into parenthood », American Sociological Review, vol. 49, pp. 491-511

Britta Hoem and J.M. Hoem., 1987. «Patterns of deferment of the first births in modern Sweden », Stockholm Research Reports in Demography, vol. 42, (Stockholm University)

Blossfeld et 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, vol. 97, n°1, pp. 143-168

De Wit. M.L et Rajulton. F., 1991. «Education and timing of parenthood among Canadian women : a cohort analysis », Social Biology, vol. 39 n° 2, pp. 109-122

## 1. Problématique et cadre théorique

La fin des études et la naissance du premier enfant sont deux bornes (Galland., 1996) inférieures et supérieures, respectivement du passage à la vie adulte. La première marque le début du processus de passage à la vie adulte, alors que la deuxième le complète. Cependant, pour certaines personnes l'ordre de succession de ces deux événements dans leur trajectoire de vie a été bouleversé voire inversé. En revanche, 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 (Isabella Buber., 2001)<sup>2</sup>. En effet, la grande majorité des jeunes des générations récentes restent sans enfant jusqu'à la fin des études. Cela est de plus en plus rendu possible à la fois grâce à la diffusion et à l'efficacité de la contraception moderne et au recours à l'avortement en cas d'échec de la contraception. Ainsi, l'accessibilité facile à la contraception et à l'avortement permettent aux jeunes de choisir et mieux planifier librement le moment auquel ils auraient leur première naissance. Mais, l'une des certitudes est que le franchissement de chacun des seuils de passage à la vie adulte 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 le cadre de cette recherche, nous nous intéressons principalement à deux de ces seuils à savoir la fin des études et la naissance du premier enfant. En effet, parmi les changements importants survenus au XX<sup>e</sup> siècle touchant le domaine de l'éducation, l'allongement de la durée des études en est un des plus perceptibles. Au Canada, indépendamment du sexe, de l'appartenance sociale, du statut économique ou de la province de résidence, le prolongement des études touche les jeunes de toutes les couches de la société. L'âge médian auquel les individus complètent leurs études ne cesse d'accroître. Il est passé de 21,8 ans pour les hommes des groupes de générations 1951-1955 à 22,3 ans parmi les hommes nés entre 1961 et 1965 (Ravanera et al., 2002). Chez les femmes l'âge à la fin des études a aussi connu une hausse. Parallèlement, on observe une évolution de l'âge à la première naissance semblable à celle de l'âge à la fin des études. 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, 2000). Pour ce qui concerne l'âge auquel la moitié des hommes devient père; il est très élevé. Situé à 29,6 ans dans les générations 1916-1920, il a atteint un niveau record de 31,2 ans dans les groupes de générations 1961-1965 (Ravanera et al., 2002). Dans l'ensemble, en ce qui concerne l'âge à la fin des études et l'âge à la première naissance, la tendance générale est à l'augmentation.

*Quelques considérations théoriques et empiriques en lien avec l'allongement de la durée des études et le report de la première naissance.*

Parmi les principales approches théoriques qui ont tenté d'expliquer le report de la première naissance et l'allongement de la durée des études dans les pays industrialisés on retiendra : la théorie du capital humain avec les travaux de Becker (1964) ; la théorie de la nouvelle économie de la famille (Becker, 1960, 1981), la théorie économique des attentes déçues Easterlin, 1973, 1978 ; Easterlin et al., 1990) et quelques idées émergentes McDonald (2001) et Blossfeld et Mills (2003).

La théorie du capital humain considère la formation comme un investissement initial qui vise à préparer l'accès à des emplois qui le rentabiliseront (Becker., 1964). En effet, les connaissances, les savoirs appris durant cette période apportent un flux durable de bénéfices valorisables sur le

---

<sup>2</sup> Isabella Buber., 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 at 15<sup>th</sup> Annual Conference of the European Society for Population Economics, June 14-16-2001. Ethens University of Economics and Business.

marché du travail et dans la production (marchande, mais également domestique). Dans ces conditions, 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 rationnellement fait en fonction des perspectives de débouchés, de revenus futurs sur le marché du travail et des différents coûts liés à la poursuite des études.

L'une des critiques formulées à la théorie du capital humain est liée à la non prise en compte de la notion de risque sur le marché du travail. Pour Fang (1993) les choix des jeunes en situation d'incertitudes croissantes face à leur avenir professionnel semblent de moins en moins rationnels. La poursuite des études serait aussi liée à l'incertitude sur le marché du travail qui pousse les individus à investir davantage dans le capital humain. Le retour aux études comme l'une des dimensions de l'allongement de la durée des études s'inscrit lui aussi dans cette même logique d'amélioration du capital humain. Il est considéré comme une décision motivée à la fois par le désir d'acquisition du statut socioéconomique plus élevé et par l'espoir d'un gain en capital humain (Felmlee, 1988).

Sous un autre registre, Becker (1960; 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 et la hausse des coûts d'opportunité associés à la maternité. Pour les tenants de cette théorie, les femmes allongeraient la durée des études en vue d'obtenir des emplois convenables et prétendre à de meilleurs salaires. En lien avec les coûts d'opportunité, Drolet (2002) affirme que le retard de la première naissance permet aux femmes d'augmenter leur revenu potentiel de l'emploi et d'accumuler des qualifications et expériences sur le tas, qui, alternativement, augmentent le coût d'opportunité d'avoir des enfants. D'après Becker (1981) les effets de ces facteurs devraient durer tant que les aspirations des femmes à l'indépendance vont demeurer fortes. En réaction à cette assertion, Oppenheimer (1988) déclare que l'élévation du niveau d'instruction des femmes accroît leurs exigences minimales à l'égard de leur futur conjoint. Pour elle, l'allongement de la phase pré-maritale résulte donc d'une recherche plus prudente où les partenaires testent la compatibilité de leurs fonctions d'utilité. Oppenheimer(1988) allègue que, dans les sociétés contemporaines la formation de la famille est conditionnée par la qualité espérée de l'union. Autrement dit, plus vite les candidats au marché matrimonial sont dans une relation dont les fonctions d'utilité des deux partenaires sont compatibles, plus tôt commencera la vie familiale. En cela, elle récuse l'idée de Becker de l'augmentation du célibat et de l'infécondité à cause du moindre rendement du mariage pour les femmes.

Quant aux partisans de la théorie économique des « attentes déçues », ils relient le retard dans le franchissement des étapes constitutives du passage à la vie adulte à l'incertitude suscitée par les perspectives du marché du travail (Easterlin., 1973, 1978; Easterlin et al, 1990). Selon ces chercheurs la propension à se marier et à procréer est fonction des aspirations à la consommation et des conditions perçues d'insertion économique des nouvelles générations. Ces théories économiques lient essentiellement les choix familiaux à des motivations relatives à l'autonomie financière accrue des femmes et à l'écart entre les attentes des jeunes adultes et la réalité en matière de consommation. Cependant, elles négligent la composante socioculturelle des comportements.

Par ailleurs, l'argument de l'incertitude comme raison de l'allongement de la durée des études et du report de la première naissance 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 ces derniers 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 (faibles revenus pendant la période des maternités, incertitude de retour au

marché de travail, dépenses plus élevées de consommation, responsabilités économiques des personnes à charge). A la suite d'une étude comparative dans 14 pays sur l'impact de la mondialisation sur le déroulement du cycle de vie des jeunes, Blossfeld et Mills concluent que l'incertitude a un impact réel sur la transition des jeunes vers la mise en union et vers la condition de parent. Selon ces deux chercheurs, la réaction des jeunes face à cette situation est exprimée sous forme de diverses stratégies telles que le report de certains projets de vie, l'allongement de la durée des études ou la prise des engagements moins contraints.

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 individuelles de vie. On peut citer, par exemples : « *Education and timing of parenthood among Canadian women : a cohort analysis* » (De Wit. et Rajulton., 1991), *le départ du foyer parental* (Lapierre-Adamcyk et al. 1995), *l'influence des caractéristiques socio-démographiques sur le début de la vie conjugale* (Turcotte et Bélanger 1999), *l'effet de la précarité économique sur la formation d'une première union* (Mongeau et al., 2000), *la dissolution de la famille biparentale d'origine* (Le Bourdais et al., 2000), « *The early life courses of Canadian men : analysis of timing and sequences of events* » (Ravanera et al., 2002). Ces études révèlent d'importantes transformations au niveau familial et individuel. D'une part, les résultats de ces études mettent en évidence les modifications des calendriers de passage à la vie adulte et la diversification des trajectoires individuelles et, d'autre part, ils soulignent l'impact perceptible des changements intervenus, au cours du XX<sup>e</sup> siècle, au niveau économique, culturel et sur les comportements familiaux..

A la lumière des conclusions de ces études, le cadre théorique susmentionné encadrerait l'explication du comportement de fécondité après la sortie du système scolaire au Canada. Les profonds changements sociaux et économiques que le pays connaît depuis le début des années 1960 ont, en effet, eu des répercussions sur l'évolution des mentalités et sur les parcours de vie de plusieurs Canadiens et Canadiennes. Parmi ces changements figurent le mouvement féministe, l'introduction de la pilule dans le contrôle de la fécondité dans les années 1960 et 1970. Cette période fut suivie par celle au cours de laquelle émergent de nouveaux comportements familiaux; lesquels sont caractérisés par la fragilisation des relations de couple, la perte graduelle de la popularité du mariage et la montée de la cohabitation hors mariage. De même, elle correspond aussi à la prise de conscience par les femmes de la nécessité d'assurer leur indépendance économique. Ainsi, la question des rôles masculins et féminins pouvait être discutée en public. Ce mouvement va connaître une ampleur sans précédent dans les années 1980, avec l'assouplissement de la procédure de divorce et la forte présence des femmes sur le marché du travail et aux études. Par ailleurs, s'ajoutent les récessions économiques des années 1980 et 1990. Elles auraient occasionné la perte de plusieurs emplois et favorisé l'apparition des horaires « atypiques » de travail et l'émergence des emplois à temps partiel. Sur le plan de la scolarisation, la démocratisation des études est désormais une réalité. La fin des années 1990 dans ce domaine a été déterminante, grâce au développement des programmes gouvernementaux de soutien aux études. Pour ce qui concerne la fécondité contemporaine canadienne, depuis les années 1960, elle s'exprime dans cet environnement en constante mutation.

Ce tour d'horizon de quelques orientations théoriques et cet aperçu contextuel permettent de situer en conséquence la question du report de la première naissance dans un contexte plus global des changements inhérents aux conditions d'existence des individus : tant en ce qui concerne les perspectives de débouchés et de revenus sur le marché du travail qu'aux coûts et bénéfices associés à l'enfant, ainsi qu'à l'évolution des mentalités envers la stabilité de la famille. Ainsi, les thèses relatives à l'autonomie économique des femmes (Becker, 1981), à l'accroissement de l'incertitude économique et à la précarisation des emplois (McDonald., 2001 et Blossfeld et

Mills., 2003), ainsi qu'à l'incertitude dans les relations de couple (McDonald; 2001) semblent bien encadrer cette recherche. Trois hypothèses suivantes sont soumises à l'épreuve des données.

Premièrement, on s'attend à un effet différent du prolongement de la durée des études sur le calendrier et la vitesse de la première naissance: d'une part, le prolongement des études augmenterait l'âge à la première naissance et, d'autre part, il serait associé au raccourcissement de la durée séparant la fin des études de la première naissance. Autrement dit, après leur sortie de l'école, les individus qui sont restés plus longtemps aux études effectuent plus rapidement la transition vers la condition de parent que ceux qui ont quitté le système éducatif relativement tôt.

Deuxièmement, nous postulons que le calendrier de transition vers la condition de parent, après la sortie du système éducatif, demeure différencié selon les sexes, indépendamment de l'âge à la fin des études. Ainsi, on s'attend à ce que le calendrier de la première naissance des hommes accuse un retard par rapport à celui des femmes et que la durée séparant la fin des études de la première naissance soit un peu plus longue parmi les générations masculines versus une durée relativement courte chez les femmes.

Troisièmement, on présume que les statuts dans l'état matrimonial et dans l'activité économique ont un effet discriminant sur la transition vers la condition de parent, après la sortie du système éducatif. Cependant, toutes choses égales par ailleurs, on s'attend à observer un lien d'association variable selon le sexe entre le statut dans l'activité économique et le risque de devenir parent. La participation au marché du travail augmenterait chez les hommes le risque d'avoir un premier enfant. Tandis que, pour les femmes, l'exercice d'une activité rémunérée réduirait ce même risque. Par ailleurs, on s'attend à ce que les hommes et les femmes qui sont en union soient plus susceptibles d'avoir un premier enfant que ceux et celles qui sont sans union.

## I. Source des données et méthodes d'analyse.

### 1.1. Source des données.

Les données sur lesquelles s'appuie ce travail proviennent de l'Enquête sociale générale (ESG) sur la famille (cycle 15) réalisée par Statistique Canada en 2001. Cette enquête a rejoint un échantillon représentatif stratifié de 24310 répondants dont 10.664 Canadiens et 13.646 Canadiennes, tous âgés de 15 ans et plus vivant dans les ménages privés des dix provinces. Le questionnaire a été administré par téléphone à l'aide d'un système assisté par ordinateur. On a sélectionné les ménages par la méthode de la composition aléatoire (CA), selon laquelle la probabilité de sélection est la même pour tous les numéros de téléphone d'une strate donnée. Dans chaque ménage sélectionné on a choisi au hasard une personne de 15 ans ou plus. Cependant, la fraction d'échantillonnage varie considérablement selon la strate<sup>3</sup>.

L'histoire éducative et de vie reproductive étaient deux des principaux thèmes de L'ESG 2001. Par rapport à l'histoire éducative on connaît les différents épisodes d'études, les durées passées entre deux épisodes et l'issue (succès ou échec), ainsi que le domaine auquel se rapporte le diplôme le plus élevé obtenu. Les renseignements sur ce thème permettent également de déterminer l'âge à la fin des études pour chaque répondant. En effet, la méthodologie utilisée pour collecter l'information sur le cheminement éducatif a consisté à 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, ainsi que ceux des personnes qui ont abandonné les études au cours d'une période donnée. Dans le souci d'avoir une distribution de l'âge de fin des études qui prend en compte tous les répondants, nous avons procédé à quelques imputations (voir annexe). Pour ce qui concerne, l'information sur l'histoire de vie reproductive, elle a été recueillie auprès des répondants des deux sexes et porte entre autres sur tous les enfants du répondant : l'âge du répondant à la naissance de chaque enfant a été recueilli, de même que le rang de naissance de chacun des enfants biologiques. Par ailleurs, comme toute enquête rétrospective, l'Enquête sociale générale sur la famille de 2001 n'a porté que sur les personnes qui étaient survivantes et présentes sur le territoire canadien au moment de l'enquête. Ce qui constitue une des limites des données rétrospectives.

Les analyses portent sur le sous échantillon des hommes et des femmes âgées de 30 à 71 ans au moment de l'enquête et ayant déclaré avoir quitté au moins une fois le système éducatif pour une durée de plus d'un an au moins, soit 16387 répondants. La limite d'âge inférieure fixée à 30 ans, permet d'éviter un nombre important de cas de troncature liée à la date d'observation. Compte de tenu de l'augmentation de l'âge à la première naissance, une proportion relativement importante des répondants âgés de moins de 30 ans au moment de l'enquête, serait encore sans enfant, ou bien n'en était qu'à ses débuts. Tandis que, ceux âgés de 30 ans et plus auraient au moins commencé à constituer leur descendance.

L'approche basée sur l'âge à la première sortie du système scolaire a permis de conserver dans l'échantillon tous les individus qui avaient arrêté au moins une fois les études y compris ceux qui à la date d'observation étaient retournés à l'école. Du point de vue comportemental, ces derniers, à cause des expériences existentielles accumulées, constitueraient un groupe particulier vis-à-vis de la réalisation des projets familiaux. Toutefois, parmi les 16387 répondants, 813 personnes sont exclues pour diverses raisons : 26 personnes sont sans instruction, 15 étaient en cours de scolarisation au moment de l'enquête et n'avaient jamais arrêté les études pendant plus d'une année au moins et 736 personnes dont l'information sur le cheminement scolaire est erronée. Au total, 15574 personnes ont été retenues pour la description de l'évolution de l'âge à la fin des

---

<sup>3</sup> Voir le document méthodologique

études. Par ailleurs, dans le cadre des analyses de survie et pour d'autres raisons que celles mentionnées plus haut, certaines personnes sont aussi exclues (tableau A1).

### 1.1.2. Variable dépendante

La variable dépendante qu'on cherche à expliquer est la propension des hommes et des femmes à avoir leur premier enfant, après la sortie du système éducatif.

### 1.1.3. Caractéristiques individuelles incluses dans l'analyse ou variables indépendantes

Les caractéristiques choisies sont celles souvent identifiées dans la littérature comme discriminant le comportement de fécondité. Deux groupes sont testés : les caractéristiques permanentes et celles variant en cours d'observation. Parmi les caractéristiques permanentes on a : les cohortes de naissance et l'âge à la fin des études, le niveau d'instruction atteint et la pratique religieuse à l'âge de 15 ans, le lieu de résidence au moment de l'enquête, le statut de résidence au Canada, la taille de la fratrie et l'origine nationale des parents. Les caractéristiques variant dans le temps sont : le statut quant à la fréquentation scolaire, le statut dans l'emploi et le statut matrimonial.

*Les groupes de générations, ou cohortes de naissance* sont établis 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 nées entre 1930 et 1949 (52-71 ans à l'enquête), les générations 1950-1959 (42-51 ans à l'enquête) et les générations 1960-1971 (30- 41 ans à l'enquête). Ces trois groupes de générations ont connu des contextes différents tant du point de vue de la scolarisation que de celui de la période d'exposition à la vie féconde. Les personnes nées entre 1950 et 1949 auraient commencé leur vie féconde dans les années 1950, en pleine croissance économique. Cette période a surtout été marquée par des grands travaux de reconstruction de l'après deuxième guerre mondiale. Par contre, les cohortes de naissance 1950-1959 sont, de façon générale, les premières qui ont expérimenté, tout au long de la période de leur vie féconde, les profonds changements survenus dans la société canadienne. On peut, par exemple citer, la diffusion de nouvelles méthodes de contraception moderne et efficace, la démocratisation de l'enseignement ou les revendications associées aux mouvements féministes des années 1960 et 1970. Pour les individus de la cohorte de naissance 1960-1971, l'environnement de réalisation des projets de vie en général et de fécondité en particulier, est devenu plus contraignant et sensible. Par exemple, ces générations ont atteint l'âge de la majorité dans les années 1980. De même, pendant cette période le cadre familial a connu d'importants changements dont les principales répercussions sont la perte graduelle de la popularité du mariage, l'augmentation des divorces suivies de nouvelles formes de vie en couple. Ce contexte est aussi celui des récessions économiques du milieu années 1980 et du début des années 1990. Tous ces événements comme tant d'autres ont, sans doute, marqué leurs empreintes sur les trajectoires de vie de plusieurs Canadiens et Canadiennes. Au regard de ces différents contextes, on s'attend observer, après la sortie du système scolaire, une plus grande propension à devenir rapidement parents parmi les générations plus anciennes par rapport aux jeunes générations.

*L'âge à la fin des études* est ici regroupé en quatre modalités : moins de 18 ans, 18-19 ans, 20-21 ans et 22 ans ou plus. Ces groupes d'âge permettent de saisir les différences associées à l'allongement de la durée des études. L'hypothèse est que le risque annuel d'avoir un premier enfant après la sortie du système éducatif diminue avec l'âge à la fin des études. Il est défini comme l'âge auquel les individus sont sortis pour la première fois du système éducatif, étant donné que certains répondants ont dû effectuer des retours aux études<sup>4</sup>. L'objectif étant d'apprécier, à travers les générations, l'évolution du comportement de fécondité au terme d'un parcours scolaire initial, alors que les retours aux études font appel à d'autres motivations et

<sup>4</sup> Voir la description relative à la création de la variable l'âge à la fin des études en annexe.

interviennent en général après l'expérience professionnelle ou des tentatives infructueuses d'insertion sur le marché du travail.

*Le niveau d'instruction atteint*, est défini par trois positions : «niveau d'instruction du secondaire ou moins», «études collégiales» et «études universitaires». Cette variable est souvent utilisée dans les analyses comme «proxy» du statut socioéconomique. De même, le niveau d'instruction est aussi utilisé dans les analyses pour apprécier l'effet des statuts socioculturels sur les différences de comportement observées entre sous groupes de la population étudiée. Par exemple, il est souvent fait mention d'une différence de comportement de fécondité entre les personnes plus instruites et celles qui le sont faiblement (Romaniuc, 1984). Dans le cadre de cette étude, on s'attend 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 du collège ou plus.

*La pratique religieuse*, comme caractéristique culturelle appréciant le niveau d'adhésion des individus aux valeurs traditionnelles, est mesurée à partir de trois modalités : pratique religieuse régulière (fréquence d'assistance aux offices religieuses au moins une fois par semaines ou par mois), irrégulière (de temps en temps ou une fois dans l'année) et sans pratique (ne pratique pas du tout ou sans religion). D'après plusieurs études, cette variable est susceptible d'affecter la propension des hommes et des femmes à devenir parent. Contrairement à la religion d'appartenance, la pratique religieuse à l'âge de 15 ans paraît plus appropriée, en ce sens que l'effet du comportement religieux que l'on tente de saisir est pris en compte au moment où les individus étaient susceptibles d'entamer leur vie féconde. Étant donné que, la littérature fait état d'un lien positif entre le choix du mode de vie conjugale, l'utilisation de la contraception et la pratique religieuse (Dumas et Bélanger, 1997 ; Bélanger et Turcotte, 1999 ; Bélanger et Dumas, 1998), on s'attend à ce que le risque annuel d'avoir un premier enfant, après la sortie du système éducatif, soit plus élevé parmi les hommes et les femmes qui déclarent pratiquer régulièrement leur religion d'appartenance par rapport à ceux qui ne pratiquent pas du tout ou qui pratiquent peu.

*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. Ainsi, nous avons créé une variable dichotomique opposant les résidents du Québec à ceux du reste du Canada. À cet effet, la littérature montre que le comportement de fécondité n'a pas toujours été le même au Québec et dans le reste du Canada, ainsi que le comportement conjugal. Dans ces deux domaines, le Québec est parti d'une situation où tous les indices avaient atteint des niveaux très élevés à celle de l'incertitude, particulièrement en matière de fécondité (Lapierre-Adamcyk et Lussier., 2003). Cette dernière situation correspond à celle où les indices de nuptialité et de fécondité sont très faibles au Québec.

*Le statut résidence au Canada* introduit l'idée d'un comportement différentiel en matière de fécondité entre les immigrants et les non immigrants. Cet a priori se base sur les différentes valeurs sociales et culturelles dominantes à partir desquelles, les uns et les autres ont été socialisés. Mais dans le cadre de cette étude, l'hypothèse testée est en rapport avec les possibilités différentielles d'établissement professionnel entre les jeunes immigrants et les non immigrants. Dans cette perspective on s'attend à ce que les non immigrants soient plus susceptibles d'avoir un premier enfant que les immigrants. Ainsi, on suppose que les non immigrants s'insèrent plus rapidement sur le marché du travail, grâce à un réseau social et familial plus dense et plus ramifié. La variable statut de résidence au Canada est définie par deux modalités : immigrants versus non immigrants. La catégorie «immigrants» est constituée des résidents permanents établis au Canada et des personnes ayant acquis la citoyenneté canadienne interviewés à l'enquête.

Les variables «taille de la fratrie et Origine nationale des parents» sont introduites dans l'analyse pour évaluer l'effet de l'environnement familial sur le comportement de fécondité des jeunes après la sortie du système scolaire. A ce sujet, la littérature montre que les femmes issues des familles de taille restreinte ont tendance à mieux planifier leurs naissances (Leridon, 1987). Au Canada une relation similaire a été observée, entre autres, par Ramu (1984). Pour ce qui est de l'origine nationale des parents, elle vise à saisir l'effet des différences culturelles sur le risque de devenir parent. On pense que les individus nés des deux parents étrangers ont grandi dans un environnement différent quant à la transmission de l'héritage culturel et à la place accordée à la formation de la famille dans le processus de passage à la vie adulte. Au regard de l'évolution du comportement de fécondité au Canada, on s'attend d'un côté à une forte propension à devenir parent parmi les jeunes nés des deux parents étrangers et, de l'autre, à un risque élevé d'avoir un premier enfant pour des personnes issues des familles nombreuses. Pour ce qui concerne la variable taille de la fratrie, elle comporte quatre modalités : aucun frère ou sœur, un à deux frères ou sœurs, 3 à 4 frères ou sœurs et enfin 5 frères ou sœurs et plus. Quant à la variable Origine nationale des parents, elle est subdivisée en trois catégories : les deux parents Canadiens, les deux parents étrangers et l'un des deux parents étrangers (parents mixtes).

En plus des variables permanentes susmentionnées caractérisant l'individu au début de l'observation, et dont l'effet est supposé constant tout au long de la vie, nous avons introduit trois autres variables indépendantes variant au fil du temps : «statut dans l'activité économique », «état matrimonial avant la première naissance » et «statut quant à la fréquentation scolaire» (le fait d'être retourné ou non aux études). Dans la perspective du processus de passage à l'âge adulte, les deux premières caractéristiques sont considérées socialement comme des préalables à l'arrivée d'un premier enfant. A ce sujet, 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 en chômage, «l'établissement professionnel est une condition de l'établissement matrimonial et le report du premier engendre presque inévitablement un report du second ». Tandis que, Pitrou (1987) fait mention de deux modèles de calendrier et de trajectoire chez les filles. Celles qui sont peu scolarisées, sans projet professionnel, s'engageraient tôt dans une relation de couple stable, légale ou pas, suivie rapidement de la première naissance. Les filles ou les femmes fortement scolarisées auraient au contraire tendance à retarder l'établissement conjugal ou à maintenir l'union inféconde afin d'abord de réaliser la carrière professionnelle. Ceci atteste que les modèles d'établissement familial demeurent encore tranchés selon les sexes. La variable statut dans l'activité économique est constituée de deux modalités : en emploi et sans emploi. Elle a été 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 avant la naissance de l'enfant a été établi à partir des informations sur les dates de début et de fin des différentes unions contractées. Pour les besoins de l'analyse, cette variable a été subdivisée en trois modalités : sans union, marié et en union libre. Derrière cette catégorisation se profile, entre autre, la préoccupation de tenter de saisir l'influence différentielle du type d'union sur le risque étudié. Quant à la variable qui établie, après la première sortie du système éducatif, le statut dans la fréquentation scolaire, elle a deux modalités : « a retourné aux études et hors du système éducatif). Comme les deux précédentes variables, cette dernière est constituée à partir des dates de début et de fin des périodes d'études. Dans l'ensemble, le statut dans l'activité économique et l'état matrimonial, toutes choses égales par ailleurs, permettront de tester, bien qu'indirectement, les hypothèses relatives à l'indépendance économique des jeunes et celle de l'incertitude dans les relations de couple. La variable statut quant à la fréquentation scolaire va permettre de saisir l'effet des sorties du système éducatif et des retours aux études sur le risque annuel de devenir parent entre deux périodes encadrées par ces mouvements d'entrées et sorties.

## 1.2. Méthodes d'analyse

Deux techniques d'analyse biographique sont utilisées : les courbes de survie de Kaplan Meier et les régressions semi-paramétriques à risques proportionnels (modèle de Cox, 1972). Les courbes de séjour vont servir à l'évaluation du temps nécessaire pour la transition vers la parentalité et le modèle de Cox sera utilisé pour mesurer l'effet combiné des facteurs d'influence sur le risque annuel de devenir parent après la sortie du système scolaire. Ces méthodes n'imposent pas la contrainte de définir l'allure du phénomène à l'étude (Blossfeld et al; 1989, Courgeau et Lelièvre., 1989, Bocquier, 1996) et, elles résolvent aussi la question de la troncature à droite. En outre, le modèle de Cox a l'avantage de permettre la modélisation des variables fonction du temps. Par contre, il implique que la probabilité de vivre l'événement étudié varie dans le temps de la même façon pour chacun des personnes de l'échantillon (hypothèse de proportionnalité). D'après le modèle de Cox, seuls le taux de transition de base varie d'une personne à l'autre en fonction de ces caractéristiques propres. Les analyses sont stratifiées par sexe et par génération afin de tenter de mettre en évidence l'aspect des différences sociales.

Au niveau de l'analyse de transition, la population à risque de vivre l'événement étudié est constituée des personnes restées sans enfant jusqu'à la fin des études. Cette délimitation a permis d'étudier la transition vers la condition de parent auprès des personnes qui sont censées être en plein processus de franchissement des différentes étapes de passage à la vie adulte. Pour l'analyse de survie, deux types de probabilité sont calculés : dans un premier temps les probabilités qu'ont les hommes et les femmes de rester sans enfants à un âge donné soit 12 ans chez les femmes et 15 ans chez les hommes. Dans un deuxième temps, toujours les mêmes probabilités mais pour une durée donnée soit depuis la fin des études. Les paramètres suivants : l'âge médian, la durée médiane et l'intensité qui découlent des courbes de survie, sont utilisés pour décrire l'évolution du calendrier de la première naissance et la variation de la durée séparant la fin des études de la première naissance. Par contre, du fait de cette stratégie, 14 hommes et 5 femmes ont été écartés pour avoir eu leur premier enfant avant leur 12<sup>ème</sup> ou 15<sup>ème</sup> anniversaire. De la même manière, 138 hommes et 355 femmes qui ont eu leur premier enfant avant d'effectuer un premier arrêt des études de plus d'un an au moins sont aussi écartés de l'analyse. D'autres personnes de l'échantillon ont été aussi retirées de l'analyse faute de n'avoir pas répondu à certaines questions prises en compte dans l'analyse multivariée (tableau A2). Au bout du compte, la population soumise à l'analyse de transition est donc constituée de 12173 personnes dont 5504 hommes et 6669 femmes âgés de 30 à 71 ans en 2001 qui sont rester sans enfant jusqu'à la sortie du système éducatif.

Précisons en outre que la durée séparant la fin des études de la première naissance est calculée en tenant compte du fait que certaines personnes ont quitté le système scolaire étant encore biologiquement immatures pour avoir un enfant. Pour ces personnes, nous avons fixé un seuil minimal de maturité biologique. Ainsi, elles sont prises en compte dans l'analyse à l'âge de 12 ans et de 15 ans, respectivement chez les femmes et les hommes. Cette précaution permet garder dans la population soumise au risque un groupe de personnes qui auraient quitté le système éducatif avant d'atteindre l'âge susceptible d'être exposé au risque d'avoir un enfant. En plus, ces personnes forment le groupe des individus faiblement instruits qui affichent généralement un comportement différent en matière de fécondité. De ce point de vue, les exclure de l'analyse conduirait à introduire un biais de sélection dans l'échantillon. Enfin, l'analyse, à partir des modèles de régression de Cox, des facteurs d'influence sur le risque d'avoir un premier enfant après la sortie du système éducatif est effectuée sur la base de la durée écoulée sans enfant depuis la fin des études.

## I. Aperçu sur le prolongement des études au Canada

Dans le cadre de cette analyse la variable âge à la fin des études rend compte de la première sortie du système éducatif et non de toutes les sorties possibles qui auraient eu lieu dans le parcours scolaire des individus, en raison des retours aux études.

### *1.1. Évolution de l'âge médian à la première sortie du système éducatif dans les générations 1930-1971*

Deux statistiques de tendance centrale et de dispersion sont utilisées pour décrire l'évolution de l'âge auquel les individus quittent pour la première fois le système éducatif. Ces statistiques sont la médiane et l'écart interquartile. La médiane permet de décrire l'évolution de l'âge auquel la moitié des individus d'une génération quittent le système scolaire. Tandis que, l'écart interquartile donnera à la fois l'indication sur la dispersion de l'âge à la fin des études et sur l'homogénéisation ou non à travers les générations du comportement à l'égard du prolongement des études.

La figure 1a met en évidence l'évolution de l'âge médian de fin des études parmi les hommes et les femmes des générations 1930-1971. Ce qui frappe en premier lieu, c'est la tendance à la hausse continue de l'âge médian tant chez les hommes que chez femmes. En second lieu, cette évolution révèle une nette différence quant à la fréquentation scolaire selon le sexe dans les générations plus anciennes. En effet, pour les femmes nées avant la première moitié des années 1950, l'âge médian de fin des études est resté systématiquement inférieur à celui des hommes. Mais, au fil des générations, cet âge a connu une hausse régulière. Ainsi, l'écart entre les hommes et les femmes s'est rétréci au fil du temps. De surcroît, dans les jeunes cohortes de naissance, les femmes ont rejoint les hommes quant à la durée passée aux études. L'âge à la fin des études est, donc, assurément lié à la génération à laquelle appartiennent les individus. Son évolution dans la population échantillonnée laisse entrevoir trois groupes de générations chez les hommes. Le premier est constitué des hommes nés entre 1930 et 1941. À l'intérieur de ce groupe, les âges médians à la fin des études sont tous situés en dessous de 18 ans. Le deuxième groupe se rapporte aux générations 1942-1963. Les hommes nés au cours de cette période sont restés un peu plus longtemps aux études que ceux du groupe précédent. Leur âge médian à la fin des études a franchi le seuil de 18 ans. Toutefois, il apparaît un creux dans les générations 1952-1959. Enfin, le troisième groupe rassemble les hommes nés entre 1960 et 1971, où l'âge médian à la fin des études atteint plus de 19 ans parmi ceux qui sont nés au début des années 1970. Cependant, dans les générations récentes, l'âge à la fin des études chez les hommes a connu une évolution fluctuante.

Par ailleurs, l'évolution ainsi constatée de l'âge médian à la fin des études indique que l'attrait des femmes pour de longues durées d'études s'est développé au fil du temps. En effet, pour voir la moitié des femmes terminer les études à 18 ans ou plus, il fallait attendre à partir des générations 1948-1950. Les femmes de ce groupe de cohortes de naissance ont été, de ce fait, les premières à réaliser que la moitié de leur effectif quittait un peu plus tardivement le système scolaire. Depuis, le prolongement de la durée des études s'est généralisé dans la population féminine. Les femmes des générations plus récentes ont même égalé les hommes qui jusque là détenaient le record en la matière. Dans l'ensemble, l'évolution à la hausse observée de l'âge à la fin des études semble être plus régulière pour le premier et deuxième quartile (fig A1a et A1b)<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> Ces graphiques sont placés en annexe.

Fig 1a. L'âge médian à la première fin des études parmi les hommes et femmes des générations 1930-1971

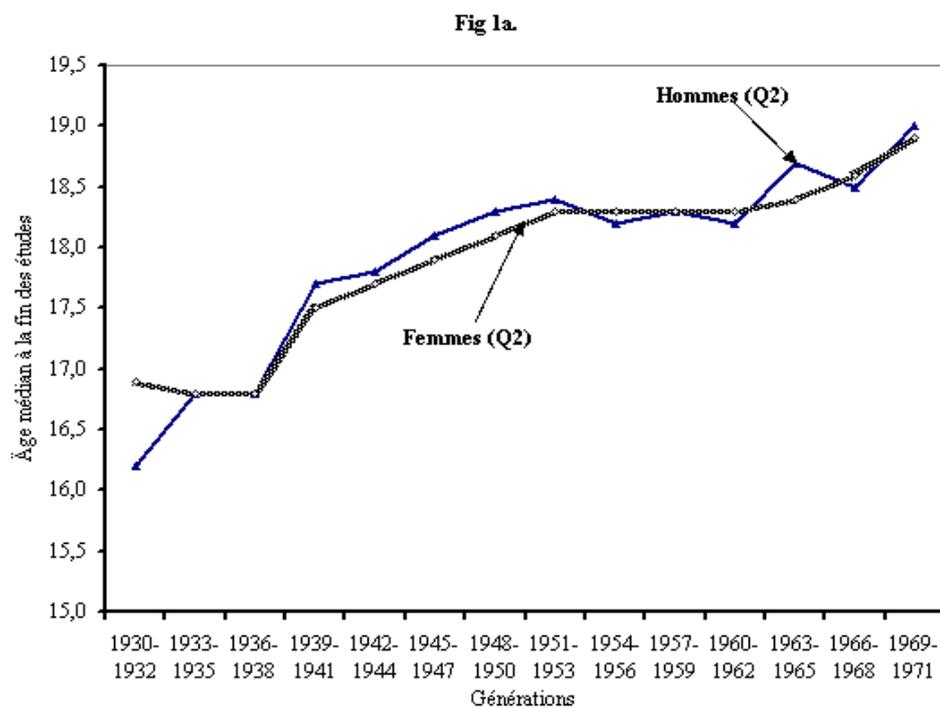
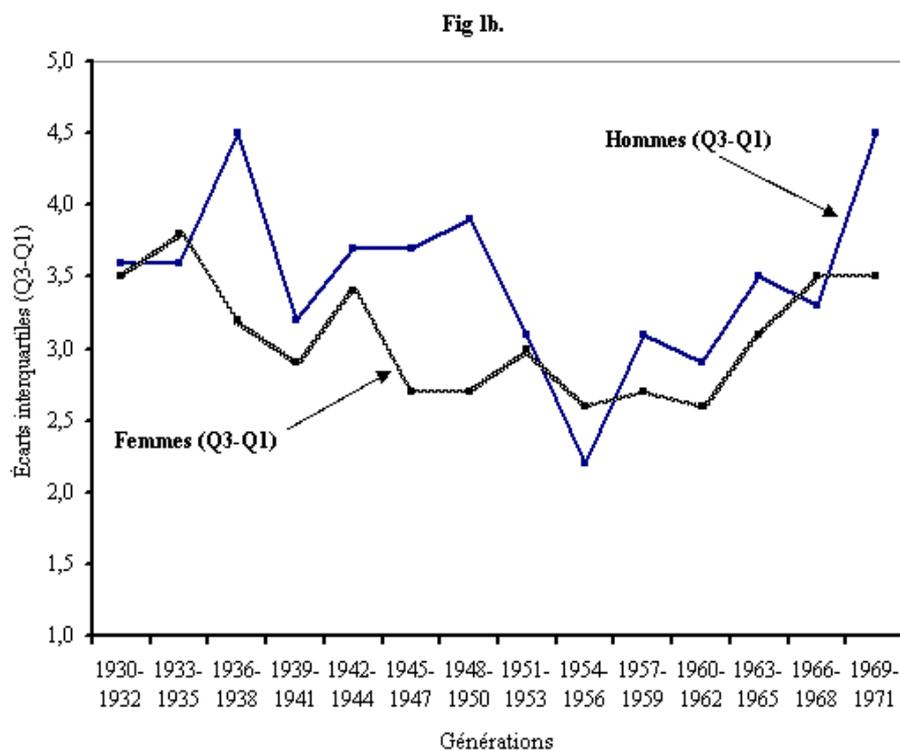


Figure 1b. Interquartiles de l'âge à la première fin des études parmi les hommes et femmes des générations 1930-1971



En outre, les valeurs des écarts interquartiles présentées à la figure 1b témoignent, à travers les générations masculines et féminines, d'une fluctuation relativement forte de l'âge à première sortie du système éducatif. Ainsi, cette évolution ne permet pas de tirer une conclusion sur l'homogénéisation ou non de l'âge à la première fin des études et moins encore en termes de concentration.

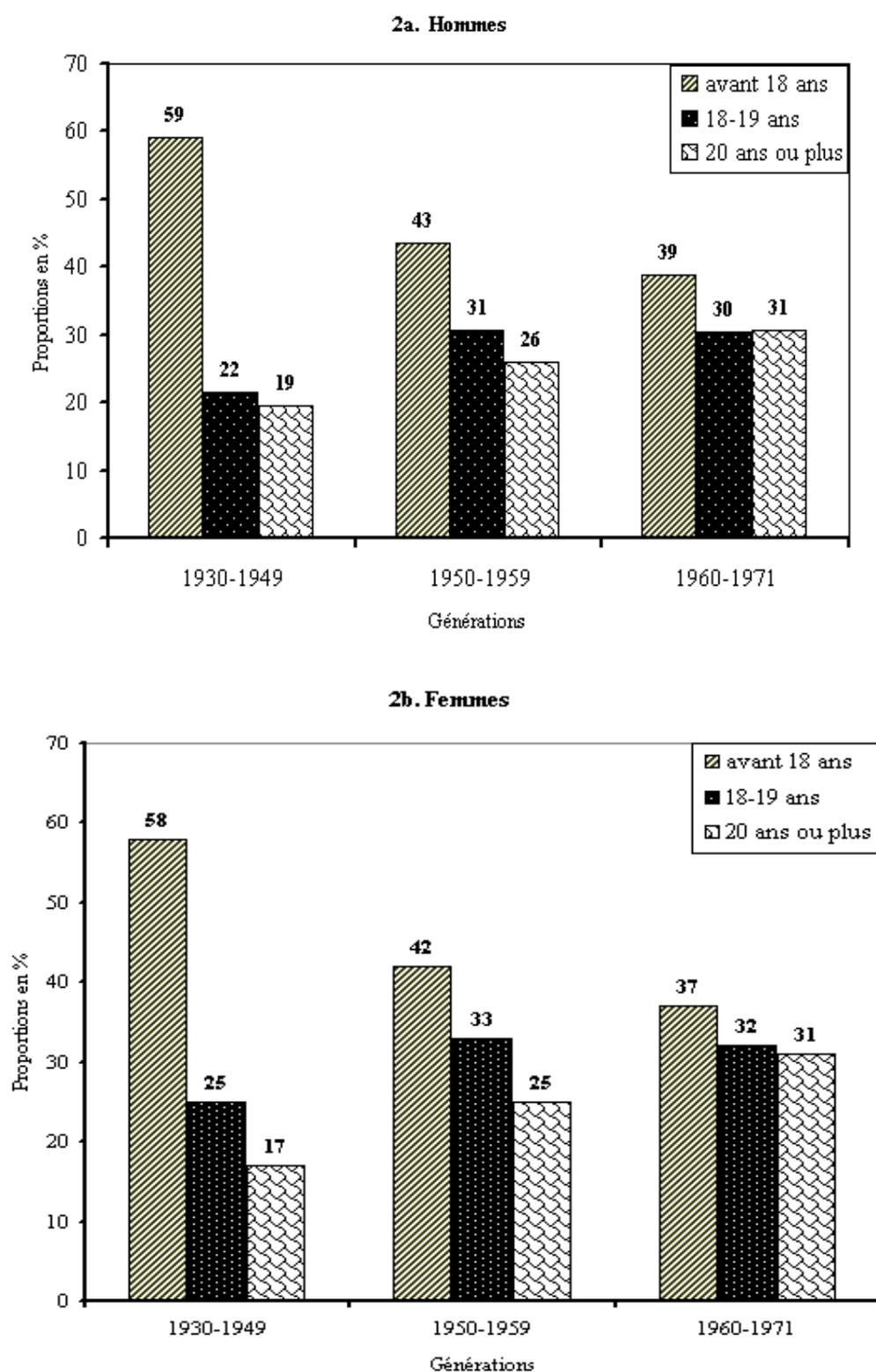
### *1.2. Prolongement de la durée des études : image captée à partir de l'âge à la fin des études*

Afin d'apprécier le prolongement de la durée des études, nous avons regroupé la distribution de l'âge à la fin des études en trois catégories. Cette approche permet d'avoir, pour chaque groupe constitué, une indication sur le nombre approximatif d'années le plus élevé passé aux études. Le premier groupe est formé des personnes qui sont sorties du système éducatif avant 18 ans. D'après le système éducatif canadien, le nombre d'années le plus élevé passé aux études dans ce groupe serait égal à 11 ans. Le deuxième groupe se rapporte aux individus âgés de 18 à 19 ans au moment de la sortie de l'école. Dans ce groupe, la personne qui est restée un peu plus longtemps aux études aurait totalisé 13 ans de scolarité. Quant au troisième groupe il est formé des personnes qui étaient âgées de 20 ans ou plus. Pour ces personnes le nombre minimum d'années passées aux études est de 14 ans. Ces différents groupes peuvent être assimilés en termes de durée des études aux catégories suivantes : études courtes (fin des études avant 18 ans), études moyennes (fin des études entre 18 et 19 ans), et études relativement plus longues (fin des études à l'âge de 20 ans ou plus). Cette terminologie sera utilisée de temps en temps dans le reste du document. Cependant, dans l'analyse de survie le groupe constitué des 20 ans ou plus est scindé en deux : on ainsi le groupe des personnes âgées de 20- 21 ans et celui de celles âgées de 22 ans ou plus au moment de quitter les études.

Les figures 2a et 2b présentent les proportions des hommes et des femmes selon l'âge à la fin des études par groupe de générations. Ces graphiques confirment les tendances déjà observées avec l'âge médian à la fin des études. D'une génération à la suivante, la proportion des hommes et des femmes qui ont connu une durée d'études plus longues (âge à la fin des études 20 ans ou plus) a augmenté. Ce prolongement de la durée des études s'est accompagné d'une baisse remarquable des proportions des personnes ayant fini leurs études avant l'âge de 18 ans. Ces graphiques permettent également de constater que les différences en matière de fréquentation scolaire, selon les sexes, étaient plus importantes dans les générations plus anciennes, au profit des hommes. Cependant, dans les jeunes générations les femmes ont rejoint les hommes au regard de la proportion de celles qui ont quitté les études à 20 ans ou plus.

Au bout du compte, ces résultats permettent d'affirmer que le prolongement des études au Canada est une réalité qui s'inscrit nettement dans le temps. Les femmes, particulièrement, représentent le groupe de la population qui l'expérimente de façon continue et à des proportions insoupçonnées. Au fil des générations, les courtes durées d'études ne touchent plus qu'une faible proportion des individus. Chez les femmes, cette proportion passe de 58 % pour le groupe de générations 1930-1949 à 42 % dans les cohortes de naissance 1950-1959 et à 37 % dans les plus jeunes générations 1960-1971. Malgré cette évolution, la plus forte proportion des individus quittent pour la première fois le système éducatif après avoir passé environ 13 ans de scolarité, soit entre l'âge de 18 et 19 ans.

Fig 2. Distribution des femmes et des hommes selon le groupe d'âge à la fin des études par groupe de générations de naissance



## II. Sortie du système éducatif et la naissance du premier enfant : effet de génération et du prolongement des études

Dans cette partie, nous examinons comment s'effectue la transition vers la condition de parent après la sortie du système scolaire. La principale préoccupation est de savoir si le calendrier ou la vitesse de la première naissance varie en fonction de la génération ou de l'âge à la fin des études. On présume que le prolongement des études s'est accompagné de l'élévation de l'âge à la première naissance. Tandis que la durée séparant la fin des études de la première naissance est une fonction négative de l'âge à la fin des études. Pour vérifier ces deux affirmations nous utilisons la technique de l'analyse de survie (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 des études.

### *2.1. Le calendrier de la première naissance après la sortie du système scolaire dépend de la génération et de l'âge à la fin des études*

Les figures 3 et 4 décrivent l'évolution des proportions des hommes et des femmes sans enfant à chaque âge dans la population restée sans enfant jusqu'à la fin des études, selon l'âge à la fin des études par génération (courbes de Kaplan Meier). Premièrement, quel que soit le sexe, pour le même âge à la fin des études, la première naissance est reportée d'une génération à la suivante, à l'exception, des personnes qui ont quitté le système éducatif à 22 ans ou plus. Dans ce groupe, on note une certaine stabilité de l'âge médian à la première naissance aux environs de 31 ans pour les hommes et de 30 ans pour les femmes (tableau A2). Dans l'ensemble, cette évolution sur les graphiques est observée à partir du décalage des fonctions de survie vers la droite. Ce résultat confirme notre hypothèse d'une augmentation de l'âge à la première naissance au fil des générations, indépendamment de l'allongement de la durée des études ou non.

Deuxièmement, l'intensité de la première naissance est variable selon le sexe et la cohorte de naissance. Chez les hommes, la différence en termes d'intensité n'est observée que dans les deux plus anciennes générations. Tandis que dans les cohortes de naissance 1960-1971, la proportion de ceux qui n'auront pas d'enfant à la fin de la période d'observation est peu près la même pour tous les groupes d'âge à la fin des études. La convergence et la stabilisation des fonctions de survie aux âges élevés semblent valider ce résultat. Par contre, chez les femmes, la proportion de celles qui n'ont pas du tout eu d'enfant varie fortement en fonction de l'âge à la fin des études. Plus l'âge à la fin des études est élevé, plus la proportion des femmes qui vont rester sans enfant augmente.

Par ailleurs, que peut-on dire de l'effet de génération et de l'âge à la fin des études sur la variation de la distance temporelle séparant la fin des études de la première naissance ? Pour répondre à cette question, nous avons réalisé les courbes de séjour de Kaplan Meier en fonction de la durée écoulée depuis la fin des études. Les résultats sont présentés dans le paragraphe suivant.

Figure 3. Proportions des hommes sans enfant à chaque âge, parmi les personnes sorties du système scolaire selon l'âge à la fin des études et le groupe de générations de naissance.

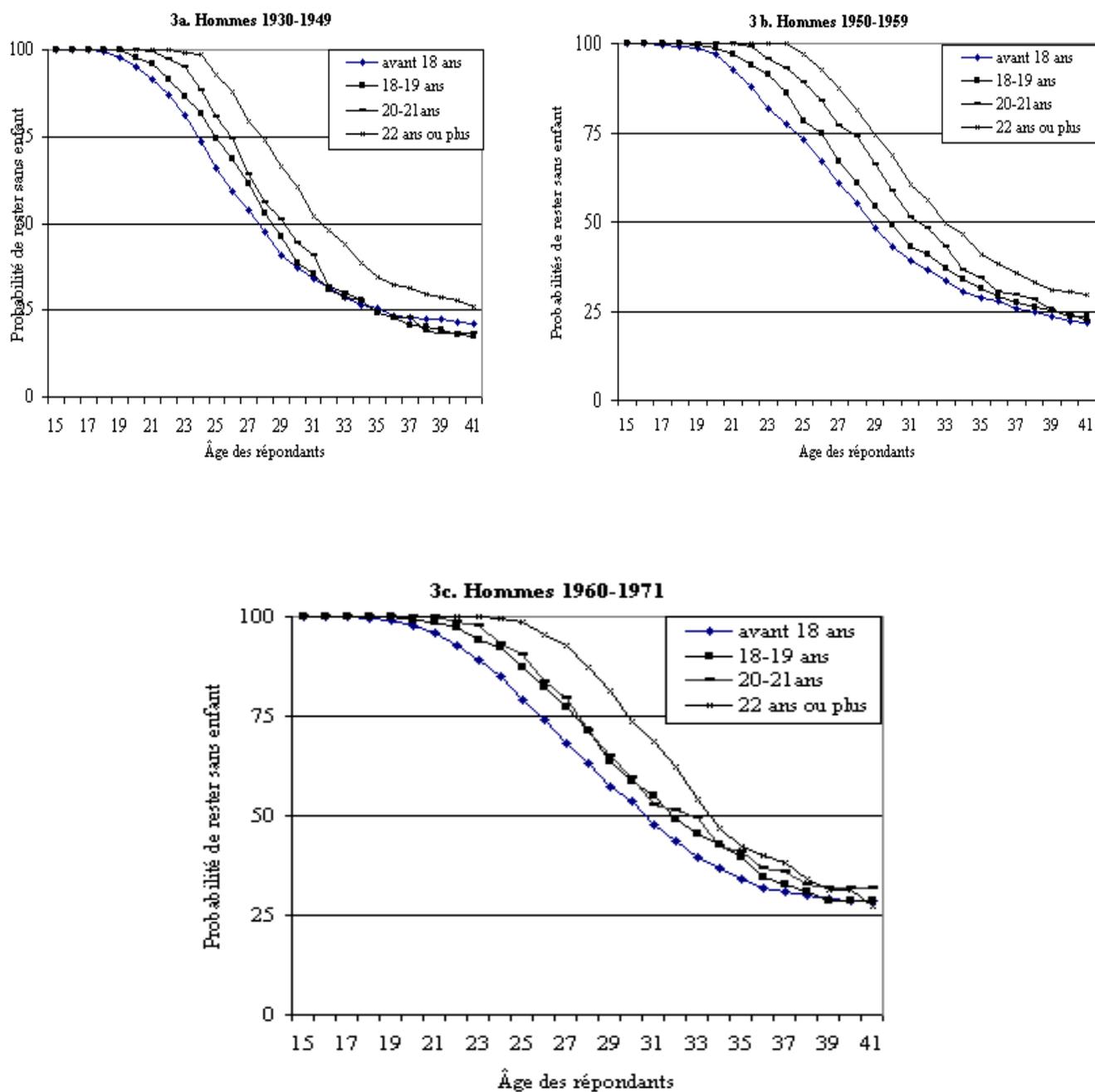
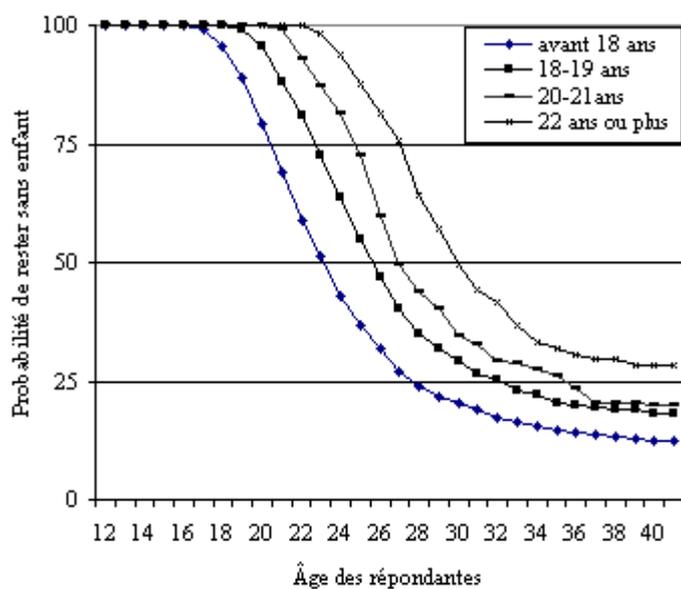
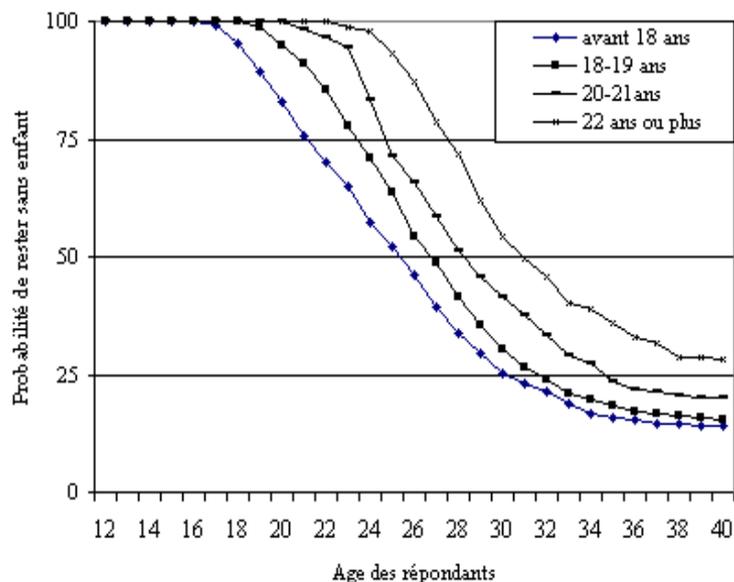


Figure 4. Proportions des femmes sans enfant à chaque âge, parmi les personnes sorties du système scolaire selon l'âge à la fin des études et le groupe de générations de naissance.

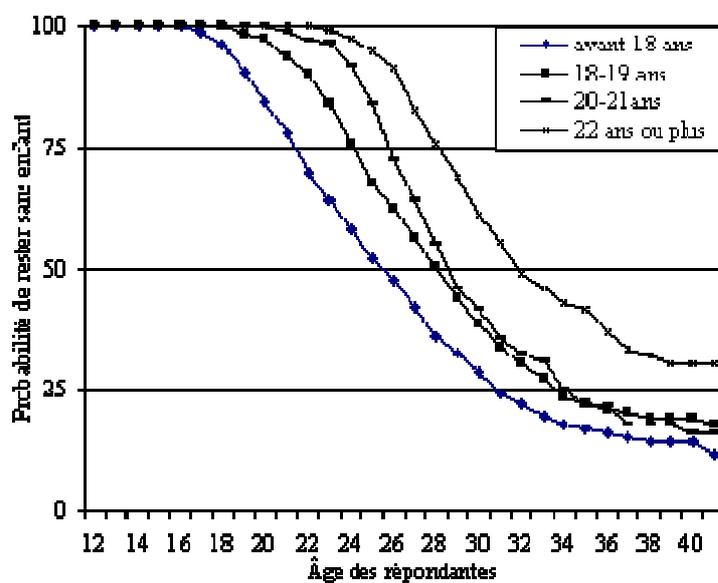
4a. Femmes 1930-1949



4c Femmes 1950-1959



4b. Femmes 1960-1971



## 2.2. Distance temporelle séparant la fin des études de la première naissance

Une autre façon d'apprécier l'influence de la génération et du prolongement des études sur le rythme de transition 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.

*Un effet de génération sur la durée séparant la fin des études de la première naissance plus clair chez les hommes*

On aurait pu penser, quel que soit le sexe, à l'allongement, d'une génération à la suivante, de la durée séparant la fin des études de la première naissance. En effet, chez les femmes la génération affecte globalement de façon significative ladite durée, en particulier lorsque la durée d'observation est inférieure à 12 ans. Par contre, chez les hommes la génération a un effet significatif attendu sur toute la durée écoulée sans enfant, depuis la fin des la fin des études (figure 5a). Ainsi, un homme sur deux, né entre 1930 et 1949, a attendu 10,3 ans (tableau 2a) après les études pour avoir un premier enfant, alors que cette durée est de 11,2 ans parmi les hommes des cohortes de naissance 1960-1971.

Au regard de ce résultat, nous postulons que les différents contextes traversés par ces générations, tant du point de vue des valeurs familiales dominantes que des conditions d'accès au marché du travail, expliqueraient les différences de comportement entre générations masculines. Par contre, la mise en couple des femmes avec des hommes qui, en général, sont un peu plus âgés qu'elles, rend l'effet de génération non discriminant. C'est par exemple, le cas des femmes qui ont formé leurs couples avec les hommes des générations 1930-1949. Ces hommes seraient dans la plupart entrés sur le marché du travail dans les années 1950; période de plein emploi grâce à la reconstruction de l'après deuxième guerre mondiale. Dans ce cas, ce n'est plus l'appartenance à une génération qui influe sur le comportement de fécondité mais le fait d'être en union. Nous tenterons dans les analyses qui suivent de vérifier cette relation.

*Chez les hommes, la durée séparant la fin des études de la première naissance est une fonction négative du prolongement des études.*

Un homme sur deux, âgé de 22 ans ou plus au moment de la sortie du système éducatif, a eu un premier enfant plus rapidement que celui né dans la même génération mais âgé de moins de 18 ans à la fin des études (figures 6a, 6b, 6c). Parmi la génération 1930 et 1949, un homme sur deux, qui est sorti du système éducatif à l'âge de 22 ans ou plus, a attendu 7,2 ans après les études pour avoir un premier enfant, alors que cette durée est de 11,5 ans pour celui qui avait moins de 18 ans à la sortie de l'école (tableau 2b).

Toutefois, pour tous les groupes d'âge à la fin des études, la durée écoulée sans enfant, après la sortie du système éducatif, s'est allongée régulièrement d'une génération à la suivante. Dans le même temps, l'écart dans la durée séparant la fin des études de la première naissance entre les hommes moins âgés à la sortie du système éducatif et ceux qui sont avancés en âge s'est aussi élargi : dans la génération 1930-1949, un homme sur deux, âgé de moins de 18 ans à la fin des études, a attendu sans enfant 4,3 ans de plus que celui qui était âgé de 22 ans ou plus. Cet écart est passé à 5,3 ans dans la plus jeune génération.

figure 5. Proportions des hommes et des femmes sans enfant à chaque durée écoulée depuis la fin des études selon le groupe de générations.

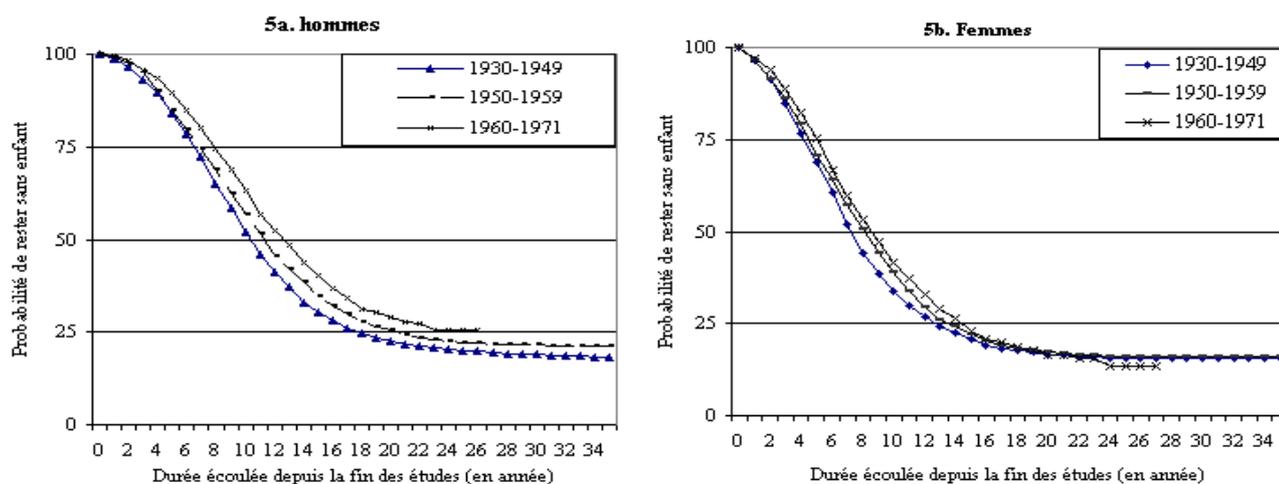


Tableau 2a : Durée médiane séparant la fin des études de la première naissance selon le groupe de générations

Génération	Hommes	Femmes
1930-1949	10,3 ans	7,3 ans
1950-1959	11,3 ans	8,2 ans
1960-1971	11,2 ans	8,3 ans

Source : ESG, 2001

Tableau 2b : Durée médiane séparant la fin des études de la première naissance selon l'âge à la fin des études et le groupe de générations

Génération	Avant 18 ans	18-19 ans	20-21 ans	22 ans ou plus
<b>Hommes</b>				
1930-1949	11,5 ans	9,6 ans	8 ans	7,2 ans
1950-1959	11,9 ans	11,1 ans	10,5 ans	9,3 ans
1960-1971	13,2 ans	12,1 ans	10,1 ans	7,9 ans
<b>Femmes</b>				
1930-1949	7,7 ans	6,9 ans	6,4 ans	6,7 ans
1950-1959	8,6 ans	8,1 ans	7,4 ans	7,2 ans
1960-1971	8,5 ans	9,3 ans	7,8 ans	6,8 ans

Source : ESG, 2001

Ainsi, l'hypothèse de départ se trouve confirmée à savoir : le raccourcissement de la distance temporelle séparant la fin des études de la première naissance à mesure que l'on allonge la durée des études (l'âge à la fin des études). Autrement dit, plus l'âge à la fin des études est élevé, moins longue est la durée séparant la fin des études de la première naissance. Mais au fil des générations, cette durée montre une tendance à l'allongement. Ce phénomène est plus perceptible dans les jeunes générations où le décalage des fonctions de survie vers la droite témoigne, pour tous les groupes d'âge à la fin des études, d'un report de la première naissance. Toutefois, les différences observées entre les quatre groupes d'âge à la fin des études sont maintenues. Si ce profil caractérise clairement la transition des hommes vers la condition de parent, tel n'est pas globalement le cas lorsqu'il s'agit des femmes. Pour ces dernières quelques nuances s'imposent.

*Chez les femmes, l'âge à la fin des études est un facteur discriminant lorsque la durée d'observation est longue*

L'examen des fonctions de survie des figures 7a, 7b et 7c permet de mettre en évidence, chez les femmes, l'effet variable de l'âge à la fin des études sur la vitesse de transition vers la condition de parent. Pour des durées écoulées sans enfant d'environ 12 ans après la sortie du système éducatif, la proximité des fonctions de survie montrent que le calendrier de la première naissance par groupe d'âge à la fin des études est similaire d'un groupe à l'autre, indépendamment de la génération. La non significativité du test de Wilcoxon<sup>6</sup> confirme ce résultat en validant, de ce fait, l'hypothèse de l'homogénéité des groupes d'âge à la fin des études en début de la période d'observation. Au-delà de cette durée, les femmes plus âgées à la sortie du système éducatif se démarquent sensiblement des autres. Ces différences sont confirmées par le test du Log-Rank. Ce test comme le précédent permet d'évaluer la valeur significative des différentes variables à un seuil de signification donnée de la statistique de chi-deux. À l'inverse de Wilcoxon, le test du Log-Rank est plus sensible aux différences entre les distributions en fin de période d'observation. En effet, on retiendra que les quatre groupes de femmes constitués au critère de l'âge à la fin des études ne sont pas homogènes lorsque la durée écoulée depuis la fin des études est de plus 12 ans. Au-delà de cette durée, la fonction de survie des femmes âgées de 22 ans ou plus à la fin des études se stabilise légèrement au dessus des autres. À l'opposée, chez les femmes âgées de moins de 22 ans, les fonctions de survies déclinent régulièrement, avant de se stabiliser à des durées relativement supérieures. Cette différence dans le rythme de la transition vers la condition de mère entre les femmes moins âgées et celles qui étaient plus âgées à la fin des études induit une autre qui est relative à l'intensité. Les femmes qui ont quitté le système éducatif aux âges élevés sont un peu plus nombreuses à ne pas avoir eu d'enfant au terme de la période d'observation.

---

<sup>6</sup> La significativité du test Log Rank indique au critère de stratification de l'échantillon les sous populations ne sont pas homogènes à la fin de la période d'observation. Autrement dit, l'influence de la variable sera discriminante lorsque la durée individuelle écoulée depuis la fin des études est longue. À l'inverse, la significativité du test de Wilcoxon (W) indique que les strates ne sont pas homogènes en début de période. Dans ce cas, la variable est plutôt discriminante lorsque les durées écoulées depuis la fin des études sont courtes.

Figure 6. Proportions des hommes sans enfant à chaque durée écoulée depuis la fin des études selon l'âge à la fin des études par génération de naissance.

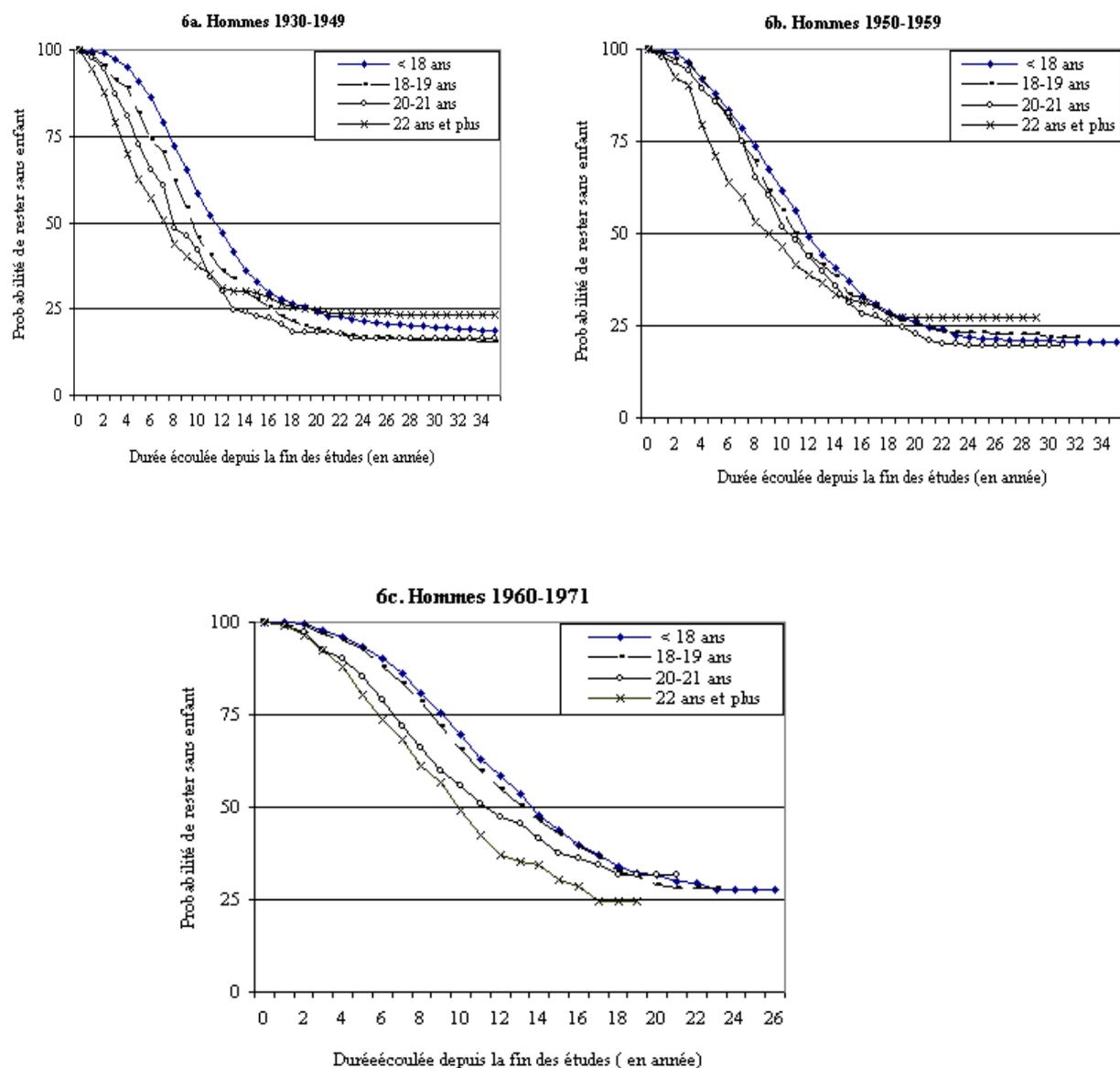
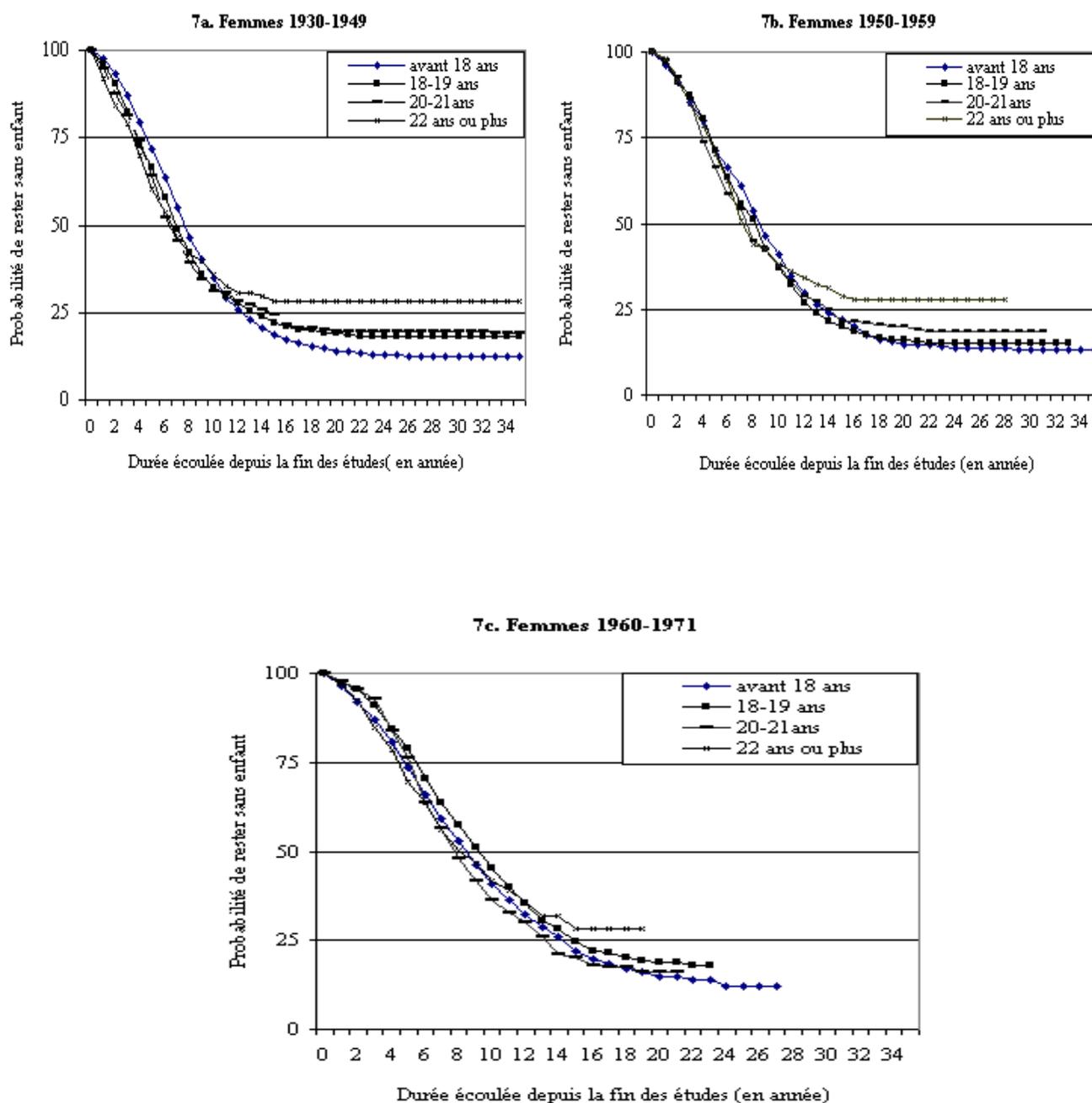


Figure 7. Proportions des femmes sans enfant à chaque durée écoulée depuis la fin des études selon l'âge à la fin des études par génération de naissance.



Cette première approche non paramétrique a permis à la fois de mettre en évidence une forte hétérogénéité dans la population étudiée aux critères de stratification retenus (c'est-à-dire en termes de générations et de l'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 sortie du système éducatif.

Premièrement, on retiendra que la génération a un effet significatif sur le calendrier de la première naissance après la sortie du système éducatif. Deuxièmement, quel que soit le groupe de cohortes de naissance, l'âge à la fin des études est une variable discriminante de la transition vers le fait de devenir parent. Toutefois, son effet se manifeste différemment selon l'indicateur retenu pour apprécier le rythme de la première naissance chez les personnes qui restent sans enfant jusqu'à la fin des études.

Lorsque l'indicateur retenu est relatif à l'âge à la première naissance, l'effet de allongement de la durée des études (l'âge à la fin des études) est statistiquement significatif et positif. Les personnes plus âgées à la sortie du système éducatif sont celles qui ont un premier enfant à des âges élevés. À l'inverse, la durée séparant la fin des études de la première naissance se rétrécit à mesure que l'âge à la fin des études augmente.

Dans l'ensemble, ces résultats fournissent des éléments qui convergent vers la conclusion selon laquelle la transition vers la condition de parent est différenciée selon le sexe. Sur cette base, les disparités liées à l'âge de fin des études demandent elles aussi une interprétation différente. La recherche de l'explication doit donc être fondée moins sur des choix singuliers que sur des 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. Ainsi, les hommes après la sortie du système scolaire semblent opter avant tout pour la recherche d'un emploi convenable et stable. Dans cette optique, les difficultés d'insertion professionnelle et le retard dans l'acquisition de l'indépendance résidentielle, qui caractérisent de plus en plus les jeunes générations ne sont pas de nature à favoriser la venue plus rapide du premier enfant chez les hommes. Tandis que les jeunes femmes seraient plus susceptibles de devenir rapidement mères, en raison soit de leur mise en couple avec les hommes qui seraient déjà établis professionnellement ou soit par leur adhésion à une sorte de norme sociale relative à l'âge auquel presque la plupart des femmes ont un premier enfant. Cette tentative d'explication sous forme d'hypothèses mérite d'être approfondie par une analyse appropriée prenant en compte un ensemble de caractéristiques individuelles supposées exercer une certaine influence sur le risque annuel de devenir parent après la sortie du système éducatif.

### III. Devenir parent après la sortie du système éducatif : une analyse des caractéristiques individuelles associées au risque d'avoir un premier enfant.

Afin d'approfondir l'analyse précédemment conduite à l'aide des fonctions de survie, nous utilisons ici la régression semi-paramétrique à risques proportionnels (modèle de Cox). Elle permet d'étudier le risque annuel de devenir parent après la sortie du système éducatif, en tenant compte de certaines caractéristiques individuelles. La variable dépendante qu'on cherche à expliquer est la propension à avoir un premier enfant à partir du moment où l'on quitte le système éducatif (soit une fonction de survie présentée ci-dessus).

#### 3.2. Résultats des analyses de régression de Cox

Les modèles examinent parmi les personnes qui sont restées sans enfant jusqu'à la fin des études le risque annuel d'avoir un premier enfant. Les analyses sont menées de façon séparée pour les hommes et les pour femmes, en raison du fait que les caractéristiques retenues risquent de jouer différemment selon le sexe des répondants. Dans chaque cas, deux types de résultats sont produits. Premièrement nous présentons les résultats des trois groupes de générations pris ensemble (1930-1949, 1950-1959-1959 et 1960-1971) et deuxièmement, ceux relatifs à chacune des cohortes de naissance. En ce qui concerne les analyses réalisées au niveau de l'ensemble des générations, trois modèles sont présentés. Le modèle 1 évalue l'effet brut de chacune des caractéristiques incluses dans l'analyse. Quant au modèle 2, il estime les effets nets des caractéristiques permanentes. Dans cette étape de l'analyse, les variables sont introduites simultanément afin de contrôler l'effet des autres caractéristiques. Enfin, le modèle 3 permet, d'une part, d'estimer les effets des variables variant dans le temps et, d'autre part, de mesurer leur impact sur les autres caractéristiques fixes ou permanentes; c'est donc le modèle complet de notre analyse. La comparaison d'un modèle à l'autre permet de mettre en évidence certaines interactions. À la suite donc de cette démarche, quelques interactions ont été décelées et nous avons également produit des modèles afférents en vue de mieux cerner l'effet conjugué des variables en interaction.

Dans tous les modèles, les résultats sont présentés sous forme de rapports de risque (c'est la forme exponentielle des coefficients additifs) des régressions de Cox. Le rapport de risque mesure l'influence moyenne de la caractéristique 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 sur l'arrivée du premier enfant après la sortie du système éducatif, une catégorie de la variable indépendante dont le rapport de risque associé est plus grand que 1, cela signifie que cette catégorie augmente le risque de devenir parent après la fin des études 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 variables indépendantes dont la valeur, pour un répondant, peut varier en cours d'observation, s'interprète de la même manière que l'effet d'une variable indépendante dont la valeur ne changerait pas. Ainsi, par exemple, un homme qui est successivement sans union, marié puis en union libre est exposé successivement au risque d'avoir un premier enfant parmi les hommes qui ne sont pas en union, à celui des mariés puis à celui des hommes en union libre.

##### 3.2.1. Le premier enfant des hommes et des femmes après la sortie du système éducatif

Le tableau 3 présente l'effet de certaines caractéristiques individuelles sur les risques qu'ont les hommes et les femmes, après la sortie du système éducatif, de devenir parents. Pour ce qui concerne les hommes, les résultats du modèle 1 relatifs à l'effet brut de chaque variable conduisent à deux principaux constats: premièrement, de toutes les caractéristiques retenues, seul

le lieu de résidence n'est pas statistiquement associé au risque étudié. Autrement dit, le fait de résider au Québec par rapport au reste du Canada n'influe pas différemment le risque de la première naissance, après la sortie du système éducatif. Deuxièmement, les résultats concernant les variables générations et âge à la fin des études confirment ceux des courbes de survie présentées plus haut. À première vue, le risque annuel qu'a un homme de devenir parent après la sortie du système éducatif diminue nettement des générations plus anciennes aux cohortes plus récentes. Par contre, l'âge à la fin des études semble accroître chez les hommes le risque d'avoir un premier enfant.

Contrairement aux hommes, chez les femmes, c'est la variable «taille de la fratrie» qui n'a aucun effet brut (modèle1). En outre, les rapports de risque associés à l'âge à la fin des études confirment les résultats de l'analyse de survie réalisée chez les femmes. En effet, ces résultats montrent que, selon le sexe, l'âge à la fin des études a un effet différentiel sur le risque d'avoir un premier enfant. Chez les hommes, plus l'âge à la fin des études augmente, plus le risque annuel de venir parent est élevé, alors que dans la population féminine cette relation est négative. Toutefois, précisons que ce résultat ne prend pas en compte l'effet des autres caractéristiques incluses dans l'analyse : il ne s'agit là que de l'effet brut de chacune des variables indépendantes.

Par ailleurs, chez les hommes, sauf deux exceptions, les résultats du modèle 2 confirment ceux observés au modèle1. Les deux exceptions concernent les variables lieu de résidence et statut de résidence au Canada. Après contrôle de l'effet des autres variables, le lieu de résidence devient statistiquement significatif. Ainsi, le fait de résider au Québec réduit le risque d'avoir un premier enfant. Quant aux hommes immigrants et non immigrants, ils ne sont plus significativement différents les uns des autres. En revanche, chez les femmes l'introduction simultanée des variables permanentes (modèle 2) perturbe presque, pour toutes les caractéristiques, l'effet observé au modèle 1 mais le sens de la plupart des relations reste le même. Ainsi, d'un côté, ni les femmes des générations intermédiaires, ni les plus âgées à la fin des études, ni celles qui ne pratiquent pas leur religion d'appartenance ne se distinguent plus de celles qui constituent dans chaque cas le groupe de référence. De l'autre côté, avoir un nombre élevé de frères ou sœurs (5 frères ou sœurs et plus) et le fait d'avoir un niveau d'instruction du collège constituent des facteurs nettement discriminants, même après le contrôle de l'effet des autres variables permanentes.

Lorsqu'on introduit au modèle3 les variables statut quant à la fréquentation scolaire, statut dans l'activité économique et statut matrimonial comme variant dans le temps, l'effet de certaines caractéristiques permanentes disparaît complètement. C'est ainsi que chez les hommes, le risque d'avoir un premier enfant après la sortie du système éducatif n'est plus associé de manière significative ni à la cohorte de naissance, ni à la pratique religieuse, ni au lieu de résidence ni à l'origine nationale des parents. De même, le statut de résidence au Canada n'exerce pas d'effet significatif sur le risque qu'ont les hommes d'avoir un premier enfant. Chez les femmes en plus des variables «lieu de résidence» et «origine nationale des parents», le niveau d'instruction voit aussi son effet s'annuler. En regard du phénomène étudié, les trois variables variant dans le temps ont théoriquement une plus grande importance.

Par contre, l'âge à la fin des études chez les hommes demeure nettement discriminant mais son effet change de direction. En effet, que ce soit chez les hommes ou chez les femmes, cette variable diminue le risque annuel de devenir parent. En qui ce concerne les hommes, ce résultat contredit celui observé aux modèles 1 et 2. Par contre, chez les femmes, c'est l'effet de génération qui change de sens. A cet effet, les femmes nées entre 1960 et 1971 ont un risque d'avoir un premier de 19 % supérieur à celui de celles des cohortes de naissance 1930-1949, alors que dans les modèles 1 et 2, la génération joue en réduisant le risque de la première naissance.

L'introduction<sup>7</sup>, une à une, des caractéristiques variant dans le temps dans les modèles qui ont précédé le modèle<sup>3</sup>, atteste que les variables cohortes de naissance et âge à la fin des études sont en interaction avec la variable statut matrimonial. Toutefois, tant chez les hommes que chez les femmes, c'est l'union plus que la génération ou l'âge à la fin des études, qui contribue à la variation du risque d'avoir un premier enfant après la sortie du système éducatif. Afin de mieux cerner l'effet combiné, d'une part, du groupe de générations et de l'état matrimonial et, d'autre part, de l'âge à la fin des études et de l'état matrimonial sur le risque étudié, nous avons construit des modèles d'interaction, pour les hommes et pour les femmes, et les résultats sont présentés à la section 3.2.2.

Chez les hommes, l'introduction dans le modèle 3 des variables variant en cours d'observation ne modifie pas l'effet de la variable niveau d'études du collège et celui de la variable taille de la fratrie. Ces deux caractéristiques conservent leur impact significatif sur le risque de transition vers la condition de parent. Ainsi, les hommes qui ont atteint le niveau d'études du collège ont un risque d'avoir un premier enfant de 13 % supérieur à celui de ceux qui ont quitté le système éducatif au plus avec un niveau d'instruction du secondaire ou moins (modalité de référence). Par rapport à la même catégorie de référence, le rapport de risque des hommes de niveau d'études universitaires n'est pas statistiquement différent. Tandis que, chez les femmes, l'effet du niveau d'instruction est annulé en présence des caractéristiques variant au fil du temps. Il semble que l'effet du niveau d'instruction est capté par ces caractéristiques dont le lien paraît un peu plus direct avec le phénomène étudié.

Tant chez les hommes que chez les femmes, le fait d'avoir un nombre croissant de frères ou sœurs joue un rôle significatif et positif, c'est-à-dire associé à un fort risque de devenir parent après la fin des études. En particulier, les hommes qui sont issus des familles de cinq enfants et plus qui possèdent une probabilité de 47 % supérieure à celle de ceux qui sont des enfants uniques (aucun frère ou sœur). De même, chez les femmes cette probabilité reste élevée, soit de 32 % supérieure à celles de leurs consœurs qui sont des filles uniques.

***L'influence marquée du non retour aux études, de la participation au marché du travail et de l'union sur le risque d'avoir un premier enfant, après la sortie du système éducatif.***

Chacune de ces trois caractéristiques variant au fil du temps établit le statut des hommes et des femmes avant la naissance du premier enfant. Dans l'ensemble, elles sont toutes statistiquement significatives. Les hommes et les femmes qui ne sont pas retournés aux études ont des risques respectivement de 28 % et 98 % supérieurs à ceux des hommes et des femmes qui avant la première naissance étaient retournés à l'école. En ce qui concerne le statut dans l'emploi, il mesure le rôle que joue la participation au marché du travail sur le risque d'effectuer la transition vers la condition de parent. Comparativement aux hommes sans emploi, ceux qui exerçaient une activité économique ont un risque élevé de devenir parents. À l'opposé, chez les femmes, le fait d'exercer une activité économique après la sortie du système scolaire, est un facteur réduisant le risque de la première naissance. En effet, les femmes qui étaient en emploi ont un risque de 72 % de moins que celui de celles qui étaient sans emploi.

Enfin, le statut matrimonial est associé au risque annuel d'avoir un premier enfant. Le fait d'être marié ou de vivre en union libre augmente substantiellement la propension d'une transition vers la condition de parent par rapport à l'état de sans union. Les hommes mariés ont 19 fois plus de chances d'avoir un premier enfant que ceux qui sont sans union. Par rapport à ce même groupe

---

<sup>7</sup> Les variables variant au fil du temps ont été introduites une à une et ces modèles sont placés en annexe.

de référence, les hommes en union libre ont environ 6 fois plus de chances d'avoir un premier enfant.

Chez les femmes, les risques sont semblables à ceux observés chez les hommes, soit 20 fois pour les mariées et 7 fois pour celles qui vivent en union libre. Ces résultats semblent indiquer que, non seulement l'union s'affiche nettement comme l'un des préalables incontournables à la naissance du premier enfant mais aussi entre le mariage et l'union libre la différence est nette. En effet, cette différence exprime vraisemblablement celle relative à l'état d'esprit qui règne entre partenaires dans les deux formes d'union. Ainsi, au début de la constitution de la descendance, le mariage peut-être perçu, en terme de stabilité, comme offrant plus de sécurité, par rapport à l'union libre qui elle serait vécue comme un «essai».

### 3.2.2. Effet conjugué de certaines caractéristiques : une analyse des interactions

Les résultats des analyses des modèles de Cox présentés au tableau 3 ont permis de mettre en évidence les variations des rapports de risque associés à certaines caractéristiques, en particulier les variables génération et âge à la fin des études. Chez les hommes, la génération a perdu son effet, alors que dans la population féminine l'effet de cette même variable a changé de direction. Par rapport à l'âge à la fin des études, son effet dans la population masculine est passé de positif (modèles 1 et 2) à négatif (modèle 3). Nous avons aussi constaté que, chez les femmes, toutes les catégories de cette variable sont devenues statistiquement significatives dans le modèle 3. Cette variation de l'effet relatif à ces deux caractéristiques est attribuée à leur forte corrélation avec la variable «statut matrimonial». Afin de vérifier cette argumentation, nous avons construit séparément des modèles d'interaction<sup>8</sup>, d'une part, entre le groupe de générations et le statut matrimonial (figure 8) et, d'autre part, entre cette dernière variable et l'âge à la fin des études (figure 9). Pour rendre plus aisée l'interprétation, les résultats sont présentés sous forme graphique. Ils illustrent l'effet variable à travers les cohortes de naissance et en fonction de l'âge à la fin des études des changements de situation matrimoniale.

#### *Effet de la cohorte de naissance et du statut matrimonial.*

La figure 8 présente l'effet conjugué de la cohorte de naissance et du statut matrimonial sur le risque d'avoir un premier enfant après la sortie du système éducatif. Le groupe de référence, auquel sont comparés les autres, est formé des hommes ou des femmes nés entre 1930 et 1949 et de ceux qui sont restés sans union avant la naissance de l'enfant. Les résultats tendent à montrer que des générations plus anciennes aux cohortes plus récentes, les hommes et les femmes en union sont plus susceptibles de devenir parents que ceux qui étaient sans union. On remarque aussi, qu'au sein de toutes les générations, les différences sont marquées entre les personnes mariées et celles qui vivent en union libre. Les hommes et les femmes mariés ont plus de chances d'avoir un premier enfant. Dans les générations féminines, l'effet de l'union libre sur le risque de devenir parent a tendance à augmenter. Le fait d'être sans union constitue nettement un frein à l'arrivée du premier enfant aussi bien pour les hommes que pour les femmes

<sup>8</sup> Les modèles appréciant l'effet d'interaction, les tableaux d'aide à l'interprétation et les résultats des tests de significativité des interactions sont placés en annexe 3.

Tableau 3. Rôle des caractéristiques individuelles sur le risque des hommes de devenir parents après la sortie du système éducatif : rapports de risques du modèle sémi-paramétrique de Cox, ensemble des trois générations de naissance.

Caractéristiques incluses dans l'analyse	Catégories des caractéristiques	Hommes			Femmes		
		Effets bruts (modèle 1)	Effets nets (modèle 2)	Ensemble des variables (modèle 3)	Effets bruts (modèle 1)	Effets nets (modèle 2)	Ensemble des variables (modèle 3)
Génération	(1930-1949)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	1950-1959	0,90**	0,88***	0,97	0,93**	0,94	1,03
	1960-1971	0,77***	0,77***	1,02	0,87**	0,91**	1,19***
Age à la fin des études	(moins de 18 ans)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	18-19 ans	1,06	1,09**	0,85***	0,93**	0,92**	0,87***
	20-21 ans	1,20***	1,16*	0,82**	0,99	1,03	0,87*
	22 ans ou plus	1,32***	1,25**	0,69***	0,85**	0,99	0,79**
Niveau d'instruction	(secondaire ou moins)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Collégial	1,17***	1,15**	1,13*	1,06	1,09*	1,04
	université	1,27**	1,14	1,08	0,86***	0,86*	0,95
Pratique religieuse à 15 ans	(régulière)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Irrégulière	0,89**	0,96	0,98	1,04	1,07	1,08
	Sans pratique	0,85***	0,91**	0,94	0,91**	0,95	1,00
Province de résidence	(Reste du Canada)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Québec	0,98	0,90**	1,00	0,92**	0,84***	0,93
Statut migratoire	(Non immigrants)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Immigrants	0,86***	0,91	1,02	0,76***	0,78***	0,89*
Taille de la fratrie	(aucun frère ou soeur)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	1 à 2	1,25***	1,26***	1,20**	0,99	1,01	1,16*
	3 à 4	1,26***	1,27***	1,17*	1,08	1,10	1,22**
	5 frères ou plus	1,41***	1,43***	1,47***	1,11	1,16**	1,32***
	(Parents canadiens)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Origine nationale des parents	Parents étrangers	0,80***	0,84**	1,04	0,67***	0,82**	0,89
	Parents mixtes	0,89***	0,88**	0,94	0,99	1,05	1,05
Fréquentation scolaire	(a retourné aux études)	1,00		1,00	1,00		1,00
	Hors du système éducatif	1,44***		1,28***	2,37***		1,98***
Statut dans l'activité	(Sans emploi)	1,00		1,00	1,00		1,00
	En emploi	2,30***		1,32***	0,32***		0,28***
Situation matrimoniale	(Sans union)	1,00		1,00	1,00		1,00
	Marié	18,53***		19,08***	18,26***		20,24***
	Union libre	6,21***		6,32***	6,11***		7,01***
Taille de l'échantillon		<b>5504</b>	<b>5504</b>	<b>5504</b>	<b>6669</b>	<b>6669</b>	<b>6669</b>

2001, La modalité de référence figure entre parenthèses. \*\*\* significatif au seuil de 1 % ; \*\* significatif au seuil de 5 % ; \* Significatif à 10 %

Figure 8. Effet de la cohorte de naissance et du statut matrimonial sur le risque d'avoir un premier enfant après la sortie du système éducatif.

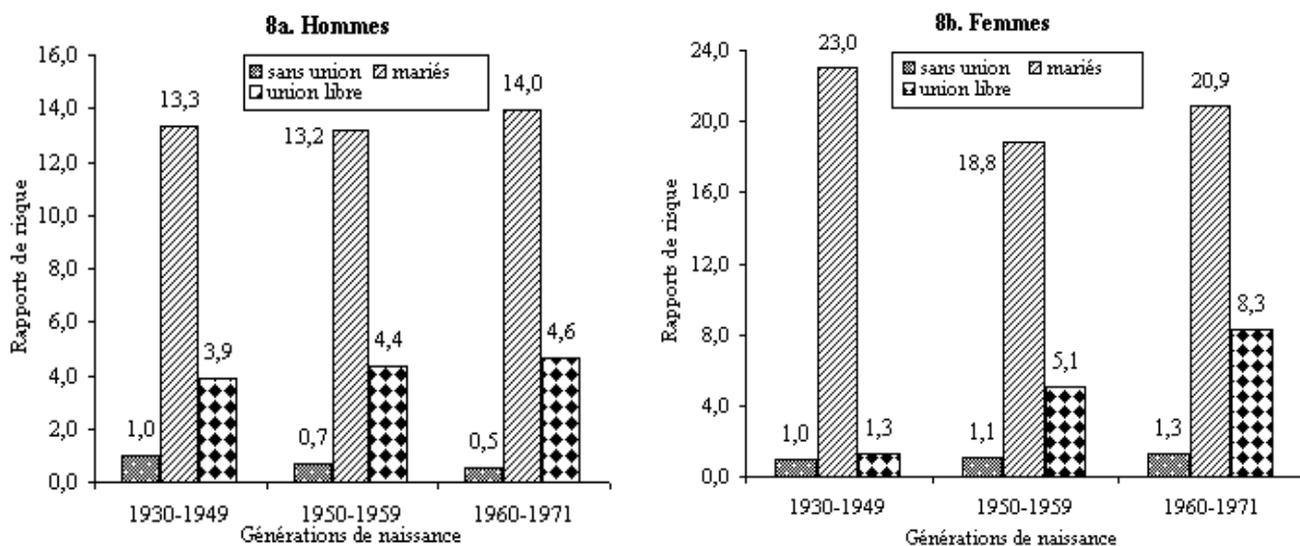
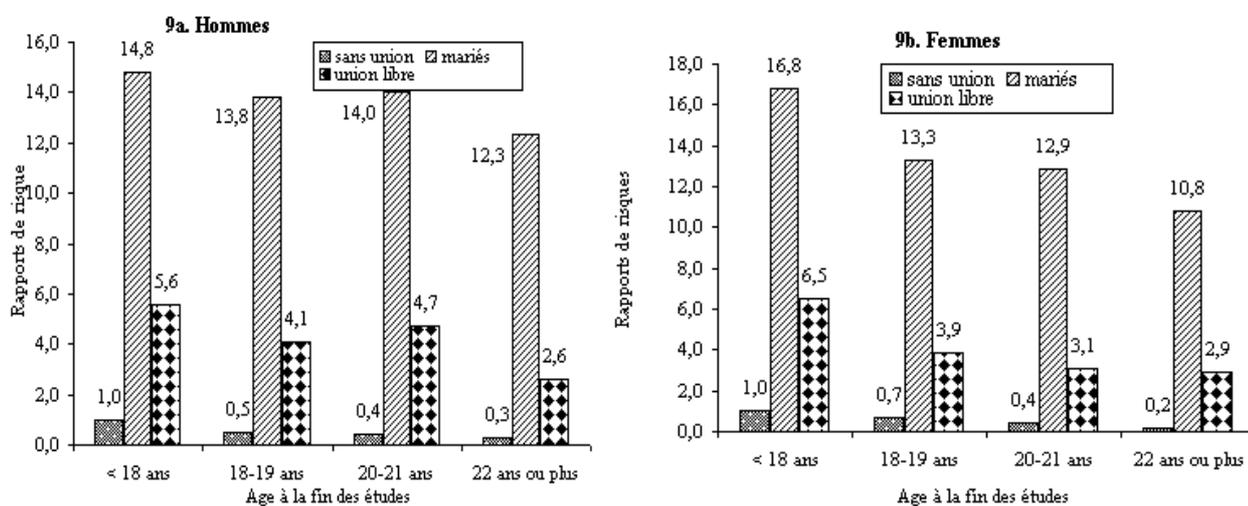


Figure 9. Effet de l'âge à la fin des études et du statut matrimonial sur le risque d'avoir un premier enfant après la sortie du système éducatif.



### *Effet de l'âge à la fin des études et du statut matrimonial*

Les figures 9a et 9b illustrent respectivement pour les hommes et pour les femmes l'effet conjugué de l'âge à la fin des études et du statut matrimonial sur la propension à avoir un premier enfant après la sortie du système éducatif. Les personnes qui ont quitté les études avant 18 ans et celles qui sont sans union constituent le groupe de référence. Quel que soit l'âge à la fin des études, le fait d'être en union favorise la transition vers la condition de parent par rapport aux personnes sans union et celles qui sont sorties du système éducatif avant 18 ans. Toutefois, peu importe le type d'union, le risque d'avoir un premier enfant diminue au fur et à mesure que l'âge à la fin des études augmente. Par exemple, les femmes mariées qui ont quitté le système éducatif avant 18 ans ont 16 fois plus de chances de devenir mères que celles qui étaient sans union. Par rapport à la même catégorie de référence, celles qui ont terminé les études à 22 ans ou plus ont environ 11 fois plus de chances seulement. Une des explications possibles est que, les personnes qui restent plus longtemps aux études seraient aussi celles qui nourrissent les ambitions d'une carrière professionnelle «réussie», étant donné le degré d'investissement consenti. Ce phénomène est plus marqué chez les femmes pour qui la réalisation d'une carrière professionnelle, après la sortie du système éducatif, entraîne le report de la première naissance. Par contre, chez les hommes la variation du risque d'avoir un premier enfant en tenant compte de l'effet conjugué du statut matrimonial et de l'âge à la fin des études est moins prononcée.

#### *3.2.3. Effet des caractéristiques individuelles à travers les trois cohortes de naissance*

Afin d'examiner dans quelle mesure les caractéristiques individuelles influencent la transition vers la condition de parent à travers les générations, nous avons repris le modèle 3 (c'est-à-dire le modèle complet) mais en l'appliquant cette fois de façon séparée pour les trois générations masculines et féminines de stratification de l'échantillon. Les résultats de ces analyses sont présentés dans le tableau 4. Ils montrent au niveau des caractéristiques permanentes des effets variables, selon la génération et le sexe.

Comparativement aux résultats obtenus pour l'ensemble des trois générations (modèle3), chez les hommes nés entre 1930 et 1949, l'effet de l'âge à la fin des études n'est statistiquement significatif que pour les personnes plus âgées à la fin des études (22 ans ou plus), alors que cette caractéristique demeure fortement discriminante pour les femmes de cette même génération. Dans ce dernier cas, on observe que plus l'âge à la fin des études est élevé, plus les femmes ont de faibles risques d'avoir un premier enfant. En revanche, peu importe le sexe les variables niveau d'instruction, pratique religieuse, statut de résidence au Canada et origine nationale des parents ne jouent pas de façon significative sur le risque d'avoir un premier enfant. Par ailleurs, si le fait de résider au Québec réduit le risque d'avoir un premier enfant pour les hommes nés entre 1930 et 1949, en retour chez les femmes le lieu de résidence n'induit pas de différence.

Dans la plus ancienne génération, la taille de la fratrie va jouer un peu de façon différente selon le sexe. Pour les hommes, seul le fait d'avoir cinq frères ou sœurs ou plus qui augmente de manière significative le risque de devenir parent, alors que, chez femmes, la taille de la fratrie a un effet significatif et positivement linéaire. Par contre, le fait pour une femme de n'être pas retournée étudier ou d'être en union constitue des facteurs qui favorisent nettement l'arrivée d'un premier enfant. Pour les hommes de cette génération, le retour aux études ne différencie pas les individus. À l'inverse le rôle positif de l'union et de la participation au marché du travail ne fait pas de doute. Toutefois, pour une femme des cohortes de naissance 1930-1949, le fait d'être en emploi réduit le risque de la venue de la première naissance.

Tableau 4. Rôle des caractéristiques individuelles sur le risque des hommes de devenir parents après la sortie du système éducatif : rapports de risques du modèle semi-paramétrique de Cox, par générations de naissance.

Caractéristiques incluses dans l'analyse	Catégories des caractéristiques	Hommes			Femmes		
		Génération 1930-1949	Génération 1950-1959	Génération 1960-1971	Génération 1930-1949	Génération 1950-1959	Génération 1960-1971
Age à la fin des études	(moins de 18 ans)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	18-19 ans	0,88	0,77***	0,91	0,83**	0,99	0,82***
	20-21 ans	0,81	0,87	0,83	0,77**	1,10	0,88
	22 ans ou plus	0,54***	0,80	0,81	0,69*	0,85	0,88
Niveau d'instruction	(secondaire ou moins)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Collégial	0,99	1,06	1,32***	1,06	1,06	0,99
	université	1,13	1,03	1,13	0,84	0,85	1,06
Pratique religieuse à 15 ans	(régulière)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Irrégulière	0,88	1,04	0,98	0,96	1,05	1,22***
	Sans pratique	0,94	0,93	0,93	0,87	1,02	1,05
Province de résidence	(Reste du Canada)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Québec	0,85*	1,02	1,29***	0,96	0,80***	1,07
Statut migratoire	(Non immigrants)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Immigrants	1,06	0,92	1,14	0,99	0,79*	0,96
Taille de la fratrie	(aucun frère ou soeur)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	1 à 2	1,12	1,19	1,37**	1,30*	1,04	1,08
	3 à 4	1,09	1,10	1,36*	1,38**	1,12	1,12
	5 frères ou plus	1,38**	1,48**	1,76***	1,49***	1,21	1,22*
	(Parents canadiens)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Origine nationale des parents	Parents étrangers	0,87	1,17	0,99	1,21	0,96	0,75**
	Parents mixtes	0,91	0,97	0,88	1,01	1,10	1,01
Fréquentation scolaire	(à retourné aux études)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Hors du système éducatif	1,18	1,17	1,51***	1,57***	1,93***	2,33***
Statut dans l'activité	(Sans emploi)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	En emploi	1,37***	1,39**	1,21	0,32***	0,22***	0,30***
Situation matrimoniale	(Sans union)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Marié	15,8***	19,96***	25,26***	30,19***	17,85***	15,74***
	Union libre	4,9***	6,37***	7,68***	9,40***	4,64***	6,21***
Taille de l'échantillon		1932	1499	2073	2434	1803	2432

ESG 2001, La modalité de référence figure entre parenthèses. \*\*\* significatif au seuil de 1 % ; \*\* significatif au seuil de 5 % ; \* significatif au seuil de 10 %

Dans les générations intermédiaires (1950-1959), la plupart des caractéristiques permanentes incluses dans le modèle ne jouent pas de façon significative sur le risque d'avoir un premier enfant. Chez les hommes, seuls l'âge à la fin des études et la taille de la fratrie (5 frères ou sœurs ou plus) sont significatifs. Dans cette génération, l'âge à la fin des études est associé à un faible risque d'avoir un premier enfant, alors que la taille de la fratrie augmente ce même risque. Cependant, chez les femmes le fait de résider au Québec réduit le risque d'avoir un premier enfant par rapport au reste du Canada. Il en est de même lorsqu'on est une immigrante (internationale). Quant aux variables *statut par rapport à la fréquentation scolaire*, *statut dans l'activité économique* et *statut matrimonial* (caractéristiques variant dans le temps), elles demeurent fortement discriminantes et la direction de la relation observée aux modèles précédents reste inchangée. Une fois de plus, le retour aux études chez les hommes ne joue pas aussi de rôle significatif dans cette génération.

Dans les plus jeunes générations masculines (1960 et 1971), le fait d'avoir un niveau d'instruction du collège ou d'être hors du système éducatif, d'être issu d'une famille nombreuse ou de vivre au Québec, ou encore d'être en union (mariage et union libre) augmente le risque d'avoir un premier enfant. Cependant, deux de ces résultats nous paraissent surprenants : d'une part, le risque élevé d'avoir un premier enfant chez les hommes qui résidaient au Québec et, d'autre part, l'absence d'effet du statut dans l'emploi. Il semble difficile d'interpréter le rapport de risque associé au lieu de résidence. En retour, l'absence d'une association significative entre le fait d'être en emploi et le risque d'avoir un premier enfant peut être imputable à la définition de la variable qui rend compte de la participation au marché du travail. Cette caractéristique ne distingue pas les individus selon le type d'emploi (temps partiel, plein-temps ou à contrat limité). Or, avoir un emploi c'est une chose mais être dans un emploi sécurisant en est une autre. Ce dernier aspect semble plus pertinent dans la transition vers la formation de la famille. En effet, le fait que cette relation ne soit pas significative dans la jeune génération semble suggérer, toutes choses égales par ailleurs, l'absence de différence de comportement de fécondité chez les jeunes dans un contexte de précarité économique ou d'incertitude en emploi.

Par contre, chez les femmes de ce groupe de générations (1961-1971), c'est le fait de pratiquer irrégulièrement la religion d'appartenance ou d'avoir un nombre élevé de frères ou sœurs (5 ou plus), d'être hors du système éducatif ou encore d'être en union qui favorise la transition vers la condition de mère. Toutefois, le fait que la pratique religieuse irrégulière soit associée positivement au risque d'avoir un premier enfant semble contredire ce qui est connu dans la littérature. Enfin, dans cette jeune génération féminine, l'âge à la fin des études (18-19 ans) et le fait d'être en emploi constituent des facteurs réduisant le risque de la première naissance. Au sujet de l'effet négatif de l'emploi, la question est de savoir si parmi les femmes qui sont en emploi, toutes ont le même comportement, indépendamment de la flexibilité ou non qu'offrirait leur statut de travail. Autrement dit, est-ce qu'il existe une différence entre une femme salariée à plein-temps et une autre toujours salariée mais à temps partiel ? Où encore, existe-t-il une différence de comportement entre une femme salariée et une travailleuse autonome ? Dans le cadre de cet article nous ne pouvons pas répondre à ces questions, faute d'avoir pris en compte séparément ces différents états de la participation au marché du travail. Cependant, nous envisageons une analyse plus approfondie de cette relation dans le cadre d'une recherche future dont l'objectif sera justement d'examiner l'influence des caractéristiques du premier emploi sur la naissance du premier enfant.

## Vue d'ensemble

Notre principal objectif était d'apporter un éclairage sur la transition vers le fait de devenir parent après la sortie du système éducatif. Plus spécifiquement, il était question d'examiner l'effet du prolongement des études aussi bien sur l'âge à la première naissance que sur la durée séparant la fin des études de la première naissance. Il ressort que dans la population des hommes et des femmes restés sans enfant jusqu'à la fin des études, quelle que soit la génération, l'effet le plus important du prolongement des études est, d'une part, d'élever l'âge à la première naissance et, d'autre part, de raccourcir la durée séparant la fin des études de la première naissance, en particulier chez les hommes. En outre, le prolongement des études contribue significativement à l'augmentation de la proportion des personnes qui n'auront pas du tout d'enfant, notamment chez les femmes. En effet, l'infécondité est rarement un choix mais le plus souvent le résultat d'incessants reports en attendant un meilleur moment (Kravdal., 1994)<sup>9</sup>. L'effet du prolongement des études observé chez les hommes change de sens lorsqu'on tient compte du statut matrimonial. Cela signifie que c'est donc bien l'union plutôt que le prolongement des études qui contribue à l'augmentation du risque de devenir parent. L'effet négatif du prolongement des études sur la transition vers la condition de parent se fait aussi sentir chez les personnes qui sont retournées étudier; lesquelles ont de faibles risques d'avoir un premier enfant.

Toutefois, l'analyse par génération montre un effet net du prolongement des études variable selon le sexe et la cohorte de naissance. Dans les deux plus anciennes générations masculines (1930-1949 et 1950-1959), le prolongement des études réduit les chances d'avoir un premier, alors qu'il n'affecte pas ceux qui sont nés entre 1960 et 1971. Par contre, chez les femmes, seules les deux générations extrêmes (la plus ancienne et la plus jeune) qui sont significativement associées à un risque moindre d'avoir un premier enfant. Par ailleurs, le fait d'être hors du système éducatif n'affectait pas la propension à devenir parent pour les hommes des générations 1930-1949 et 1950-1959. Tandis que cette variable est nettement discriminante pour les jeunes générations, où elle augmente le risque d'avoir un premier enfant. Chez les femmes le retour aux études joue en diminuant le risque d'avoir un premier enfant, à travers les trois générations. Dans l'ensemble, aussi bien chez les hommes que chez les femmes, l'effet du prolongement des études vu sous l'angle des retours aux études est de réduire les chances d'avoir un premier enfant après la première sortie du système éducatif. Autrement dit, la perspective de retourner aux études diminue les risques d'avoir un premier enfant.

Cependant, il existe des différences entre les hommes et les femmes dans les deux plus anciennes générations, où le retour aux études n'affecte pas de façon significative le risque qu'ont les hommes de devenir parent. Si dans ces anciennes cohortes de naissance, les hommes ne se distinguent pas selon le fait d'être retourné étudier ou non, tel n'est pas le cas dans la génération 1960-1971. Deux explications différentes selon le sexe semblent plausibles. Premièrement, il semble que dans les plus anciennes générations masculines l'absence d'un effet significatif des retours aux études est liée au fait que ceux-ci étaient essentiellement inscrits dans le cadre des perfectionnements professionnels. Tandis que, pour les hommes nés entre 1960 et 1971, les retours aux études seraient, entre autres, vécus comme stratégies pour échapper à l'incertitude entourant leur insertion professionnelle (McDonald., 2001 et Blossfeld et Mills., 2003). En effet, l'arrivée sur le marché du travail de la plupart de ces hommes a coïncidé avec les récessions économiques des années 1980 et du début des années 1990. Dans ces conditions, il paraît difficile qu'un homme s'engage dans des projets demandant un investissement sur le long terme, comme celui d'avoir un enfant. Deuxièmement, chez les femmes le caractère nettement discriminant des retours aux études fait appel à une interprétation de toute autre nature. Les faibles risques d'avoir un premier enfant des femmes qui sont retournées étudier sont en partie attribuables aux

<sup>9</sup> Kravdal. O., 1994. « The importance of economic activity, economic potential and economic resources for the timing of first births in Norway ». *Population Studies*, vol. 48, n° 2, pp. 249-267.

difficultés de pouvoir concilier deux sphères exigeant presque la même disponibilité en temps : le fait d'être mère ou d'être étudiante. On pense que grâce à l'accessibilité facile à la contraception efficace et à l'avortement, les femmes parviennent à choisir librement le moment auquel elles auraient leur premier enfant. Dans le même temps, leur détermination à vouloir achever les études avec succès peut-être vécue comme un défi à relever dont l'un des effets serait de retarder la formation d'un couple stable et par conséquent la venue de la première naissance.

A l'instar du prolongement des études, trois autres caractéristiques jouent de façon très nette : la taille de la fratrie, la participation à l'activité économique et le statut matrimonial. Plus le nombre de frères ou sœurs est élevé, plus il favorise l'arrivée du premier enfant. Pour ce qui concerne la participation au marché du travail, elle joue de façon opposée selon le sexe. Ainsi, le fait d'exercer une activité économique, après la sortie du système éducatif, augmente le risque des hommes de devenir parents. Au contraire, le fait d'être en emploi constitue pour une femme un facteur de réduction du risque d'avoir un premier enfant. C'est un résultat classique soulignant l'opposition entre la vie familiale et professionnelle (Lesthaeghe et Moors., 1995)<sup>10</sup>. Il confirme la thèse selon laquelle, à la sortie du système scolaire, les femmes qui commencent une carrière professionnelle retardent davantage l'arrivée du premier enfant. En retour, le fait d'être en union favorise fortement l'arrivée du premier enfant. Ce résultat était aussi attendu et valide, ainsi, notre hypothèse selon laquelle les personnes en union sont plus susceptibles de devenir parents. Ce résultat semble aussi s'inscrire en opposition avec l'assertion selon laquelle le lien entre l'entrée en union et la naissance du premier du enfant est de moins en moins tenu. Aussi est-il intéressant, d'une part, d'analyser qui sont les personnes mariées et celles qui sont en union libre et, d'autre part, qui sont les femmes en emploi et celles qui sont sans emploi. D'un côté, les hommes et les femmes mariés seraient ceux qui voulaient certainement fonder une famille en choisissant le mode traditionnel d'entrée en union (le mariage), perçu comme plus sécuritaire en termes de stabilité. Bien que répandue, l'union libre est encore considérée comme plus fragile. De l'autre côté, les femmes en emploi sont certainement plus instruites, plus laïques, moins conservatrices et plus portées vers les valeurs de l'émancipation, de l'autonomie individuelle et de l'affirmation de soi.

Par rapport à l'activité économique, l'analyse générationnelle confirme l'effet net de la participation au marché du travail observé au niveau des trois générations prises ensemble, à l'exception des hommes appartenant à la plus jeune génération. Dans les générations masculines 1960-1971 cette relation n'est plus statistiquement significative. Cela semble suggérer, toutes choses égales par ailleurs, l'absence de différence de comportement de fécondité entre les hommes sans emploi et ceux qui étaient en emploi. Comme nous l'avons déjà souligné plus haut, les générations 1960-1971 sont arrivées sur le marché du travail pendant les récessions économiques des années 1980 et du début des années 1990. Ainsi, l'insécurité dans l'emploi et l'incertitude économique, résultant de ces récessions, auraient eu, entre autres, effets d'effacer toute différence en matière de comportement de fécondité entre les jeunes selon le statut dans l'emploi.

Quant aux femmes, quelle que soit la génération d'appartenance, celles qui sont en emploi ont un faible risque d'avoir un premier enfant. On pense que les obstacles relatifs à la conciliation entre la vie familiale et vie professionnelle sont l'une des causes. A cela, s'ajoute l'émergence d'un idéal concernant la réalisation d'une carrière professionnelle stable et ascendante en vue de rentabiliser les études et d'assurer un statut économique, une position sociale acceptables.

Par ailleurs, les résultats suggèrent, à certains égards, un comportement différent entre les hommes et les femmes quant à la transition vers la condition de parent. Après la sortie du système éducatif, les femmes effectuent plus rapidement la transition vers la condition de parent que les

<sup>10</sup> Lesthaeghe. R et Moors. G., 1995. « Expliquer la diversité des formes familiales et domestiques : Théories économiques ou dimensions culturelles », *Population*, vol. 6, pp.1503-1526

hommes. Ce comportement différent est dans une certaine mesure attribuable à la persistance du modèle traditionnel de fonctionnement de la famille; lequel prescrivait à l'homme le statut de principal pourvoyeur du ménage et à la femme la responsabilité de l'entretien de la progéniture. L'une des conséquences immédiates de cette division sexuelle du travail est que les hommes, après la sortie du système scolaire, sont d'abord tenus par l'impérieuse nécessité d'avoir un emploi convenable et stable. Dans cette perspective, les éventuelles difficultés d'insertion professionnelle et le retard dans l'acquisition de l'indépendance résidentielle contribueraient davantage au report de la première naissance chez les hommes. Tandis que, la rapidité du calendrier de la première naissance chez les femmes, pourrait être associée soit à leur mise en couple avec les hommes qui seraient déjà établis professionnellement ou soit à leur adhésion à une sorte de norme sociale relative à l'âge auquel la plupart des femmes ont un premier enfant. La différence entre les hommes et les femmes est également mise en évidence à travers le rôle opposé que joue la participation au marché du travail.

## **Conclusion**

Tout compte fait, nous venons d'établir clairement que si le fait d'être aux études retarde la première naissance, ce phénomène est aussi observé après la première sortie du système éducatif. Cela dit, il ne suffit pas de quitter les études pour prétendre devenir parent mais il faut aussi être en emploi ou en union pour un homme. Par contre, pour une femme le fait d'être en union ou de ne pas être en emploi après le sortie du système scolaire favorise la naissance du premier enfant. Ces résultats nous conduisent à la constatation selon laquelle au fil du temps, nous devons nous attendre de plus en plus au report de la première naissance et éventuellement à l'augmentation de la proportion des personnes qui n'auront pas du tout d'enfant dans leur vie. Cela est autant plus vrai qu'on est dans une société où le mariage perd graduellement sa popularité et où ceux qui se marient le font de plus en plus tardivement. De même, le fait que dans les jeunes générations féminines la tendance générale est d'opter légitimement pour la rentabilisation des études, tout en différant les autres projets de vie, ne semble pas être en faveur du rajeunissement du calendrier de la première naissance. En outre, les difficultés d'établissement professionnel des jeunes sur le marché du travail constitue un des aspects devant continuer à contribuer au report de la première naissance.

A la lumière de ce qui précède, quelques pistes peuvent être envisagées en vue d'approfondir ses résultats. En premier lieu, les données de l'Enquête sociale générale sur la famille de 2001 ayant enregistré pour tous les emplois occupés certaines caractéristiques, on peut pousser l'analyse en étudiant l'influence des caractéristiques du premier emploi sur le risque de devenir parent. L'examen de cette relation semble de plus en plus approprié dans la mesure où l'entrée sur le marché de travail est retardée et où la stabilité du travail rémunéré, en particulier l'accès au statut d'emploi à plein-temps n'est plus la seule offre possible pour quelqu'un qui est la recherche d'un emploi. En second lieu, l'ESG renferme les informations permettant d'étendre cette analyse aux enfants de rangs supérieurs en s'intéressant particulièrement aux liens entre constitution de la descendance et conditions de participation au marché du travail.

## Bibliographie

- Antoine, P., 2002 «L'approche biographique de la nuptialité : application à l'Afrique », pp. 51-74 dans G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch. *Démographie : Analyse et synthèse II. Les déterminants de la fécondité*, éditions, INED, Paris 460 pages.
- Becker, G.S., 1964. Human capital, Columbia University Press, *NBER Working paper*, n°80, General Series, New York, rééditions 1975 et 1995.
- Becker, G. S., 1960. «An economic analysis of fertility», in Gary. S. Becker (ed.), *Demographic and economic change in developed countries*, pp. 209-231, Princeton (New Jersey), Princeton University Press, National Bureau of economic Research, 356 p.
- Becker, G. S., 1981. *A treatise on the family*. Cambridge (Mass.), Harvard University Press, XII + 248. (édition revue et augmentée en 1991, XII +424 p.)
- Bélanger, A et Dumas, J., 1998. *Rapport sur l'état de la population du Canada, 1997*. Statistique Canada, n° 91-209 XPF au catalogue, Ottawa, 193 pages
- Bélanger, A et Ouellet, G., 2002. «Une étude comparative de l'évolution récente de la fécondité Canadienne et Américaine, 1980-1999 », pp.111-143. *Rapport sur l'état de la population du Canada, 2001*. Statistique Canada, n° 91-209 XPF au catalogue, Ottawa, 169 pages
- Bloom. D.E. et Trussell. J., 1984 . « What are the determinants of delayed childbearing and permanent childlessness in the United States ? », *Demography*, vol. 21 n° 4, pp. 591-609
- Blossfeld , H.-P, Hamerle, A, Mayer, K. U., 1989. *Event analysis history*. New Jersey LEA, 297pages.
- Blossfeld et 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*, vol. 97, n°1, pp. 143-168
- Blossfeld , H.-P, et Mills., 2003. « Globalization, uncertainty and changes in early life courses », in *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, vol. 6, pp. 188-218
- Bocquier, P., 1996. *L'Analyse des enquêtes biographiques à l'aide du logiciel Stata*. Documents et manuels du CEPED, n° 4, Paris, 208 pages.
- Britta Hoem and J.M. Hoem., 1987. «Patterns of deferment of the first births in modern Sweden », *Stockholm Research Reports in Demography*, vol. 42, (Stockholm University)
- Courgeau, D et Lelièvre, E., 1989. *Analyse démographique des biographies*, INED, Paris, 268 pages.
- Cox, D. R., 1972. «Regression models and life-tables », *Journal of the Royal Statistical Society*. Vol. 8, n° 34, pp. 187-220
- De Wit. M.L et Rajulton. F., 1991. «Education and timing of parenthood among Canadian women : a cohort analysis », *Social Biology*, vol. 39 n° ?, pp. 109-122
- Drolet, M., 2002. Mariage, maternité et rémunération : le choix du moment importe-t-il ? . Document de Statistique Canada n° 11F0019 n° 186, 28 pages.
- Dumas, J et Bélanger, A., 1997. *Rapport sur l'état de la population du Canada*. Statistique Canada, n° 91-209 XPF au catalogue, Ottawa, 192 pages
- Fang, C., 1993. « Schooling as a job process », *Economics Letters*, vol. 41, pp. 85-91.

- Felmlee, D.L., 1988. «Returning to school and women's occupational attainment ». *Sociology of Education*, vol.61, n° 1, pp.29-41.
- Galland O., 1996. «L'entrée dans la vie adulte en France. Bilan et perspectives sociologiques », dans *Sociologie et sociétés*, vol. XXVIII, n° 1, printemps 1996, p.37-46.
- Galland, O., 1985. « Formes et transformations de l'entrée dans la vie adulte », *Sociologie du travail*. Pp. 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. P ?
- Isabella Buber., 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 15<sup>th</sup> Annual Conference of the European Society for Population Economics, June 14-16-2001. Ethens University of Economics and Business.
- Kravdal. O., 1994. « The importance of economic activity, economic potential and economic resources for the timing of first births in Norway ». *Population Studies*, vol. 48, n° . 2, pp. 249-267.
- Lapierre-Adamcyk, E, Lebourdais, C et Lehaupt, K., 1995. « Le départ du foyer parental des jeunes Canadiens nés entre 1921 et 1960 », *Population*, Vol. 4, n° 5. pp. 1111-1136.
- Lapierre-Adamcyk, E, Lebourdais, C et Marcil-Gratton, N., 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*, Vol. 49, n° 1-2, pp. 199-227.
- Lapierre-Adamcyk, É et Lussier, M, H., 2003. «De la forte fécondité à la fécondité désirée », dans *La Démographie québécoise. Enjeux du XXI<sup>e</sup> siècle*, sous la direction de Victor Piché et Céline LeBourdais. Les presses de l'Université de Montréal, pp.66-109
- LeBourdais, C., G. Neill et Nathalie V., 2000. « L'évolution des liens conjugaux », dans *Tendances sociales canadiennes*, Ottawa, Statistiques Canada (catalogue n° 11-008), pp.15-18
- Léridon, H et al., 1987. La seconde révolution contraceptive. La régulation des naissances en France de 1950 à 1985. INED, Cahier, n° 117, Paris, Presses universitaires de France 379 pages
- Marini. M., 1984. «Women's educational attainment and the timing of entry into parenthood », *American Sociological Review*, vol. 49, pp. 491-511
- 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.
- Modell , J., Furstenberg, F.F. Jr., et Hershberg, T., 1976. « Social change and transitions to adulthood in historical perspective », *Journal of family history*, vol. 1, n° 1, pp.7-32.
- Mongeau, J, Neill, G et Le Bourdais, C., 2000. « Effet de la précarité économique sur la formation d'une première union au Canada », soumis pour publication dans les *Cahiers Québécois de Démographie*, 27 pages.
- Oppenheimer, V.K, 1988. « A theory of marriage timing », *American Journal of Sociology*, n° 94, pp.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., Rajulton, F., Burch, T.K. et Lebourdais, C., 2002 « The early life courses of Canadian men : analysis of timing and sequences of events », *Canadian Studies in population*, vol. 29. n° 2, pp.293-312
- Romaniuc, A., 1984. *La conjoncture démographique. La fécondité : croissance et déclin*, Ottawa, Approvisionnement et Services, 158 pages
- Turcotte, P et Bélanger, A., 1999 « l'influence des caractéristiques socio-démographiques sur le début de la vie conjugale », *Cahiers Québécois de Démographie*. Vol. 28, n° 1-2, pp.173-197.

## Annexe I

## La variable «âge au premier arrêt des études ou âge à la fin des études»

Cette variable rend compte de la première sortie du système éducatif et non de toutes les sorties ou arrêts possibles qui auraient eu lieu dans le cheminement scolaire des individus, en raison du phénomène des retours aux études. Elle a été dérivée à partir de l'information décrivant le cheminement scolaire des répondants. Ce cheminement comprend cinq périodes constituées sur la base du diplôme envisagé. Ainsi, à travers ces périodes nous avons identifié les âges auxquels les individus ont arrêté pour la première fois les études pour une durée de plus d'un an au moins. Toutefois, La création de cette variable n'a été possible qu'après avoir opéré quelques ajustements sur certaines observations pour diverses raisons, en tenant bien sûr compte des âges officiels de franchissement d'un cycle d'études à l'autre, ainsi que des déclarations valides (cohérentes). Pour effectuer de façon plus fine les corrections qui s'imposaient, nous avons regroupé les répondants en trois catégories selon le type de problèmes à résoudre : a) les répondants dont l'âge à la fin des études correspond au nombre d'années d'études du primaires et secondaires (6559 cas), b) les répondants dont l'âge à la fin des études correspond à l'obtention d'un diplôme (secondaire, collégial ou universitaire) et qui ne déclarent pas de périodes d'études à travers les cinq périodes (15048) et enfin, c) les répondants qui déclaraient un arrêt ou un diplôme d'études autres que secondaires, collégiales ou universitaires y compris ceux dont le diplôme du secondaire ou l'arrêt se situait à l'intérieur de l'une des cinq périodes d'études (92 cas). Un document plus détaillé décrivant les opérations effectuées est disponible pour les lecteurs intéressés.

Tableau A1. Nombre de répondants exclus de l'analyse de survie par cause 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 âgés de 30 à 71 ans révolus dont l'information sur l'histoire éducative est valide	6950	8624	15574
<b>Causes de l'exclusion</b>			
Manque au moins une information sur l'histoire de vie reproductive	151	149	300
Age à la naissance du premier enfant inférieur à 15 ans ou 12 ans	14	5	19
Premier enfant né avant la fin des études	138	355	493
Immigrants ayant eu un premier avant l'arrivée au Canada	305	419	724
Pas d'information sur le statut migratoire	18	17	35
Exclus pour absence de réponse sur certaines questions incluses dans le modèle	820	1010	1830
Total des exclus*	1446	1955	3401
Nombre de cas valides	<b>5504</b>	<b>6669</b>	<b>12173</b>

Source Enquête sociale générale sur la famille de 2001.

\* Le nombre de répondants exclus de l'étude semble élevé, mais la fait que plusieurs questions font appel à la mémoire des répondants, il n'est pas surprenant que le nombre des exclus pour cause de réponses manquantes soit élevé. 54 % des exclus sont imputables à cette seule cause.

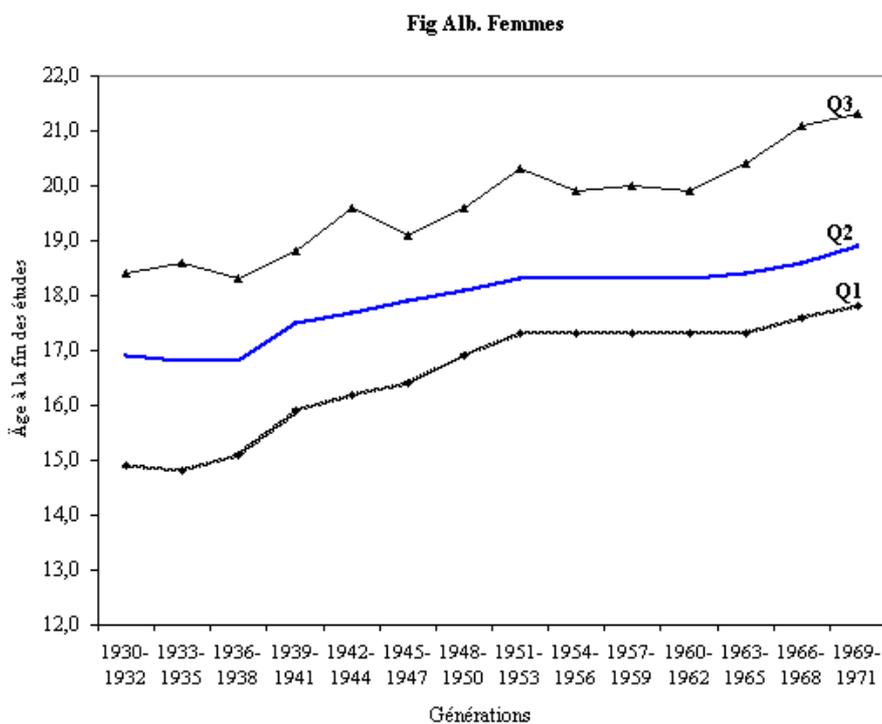
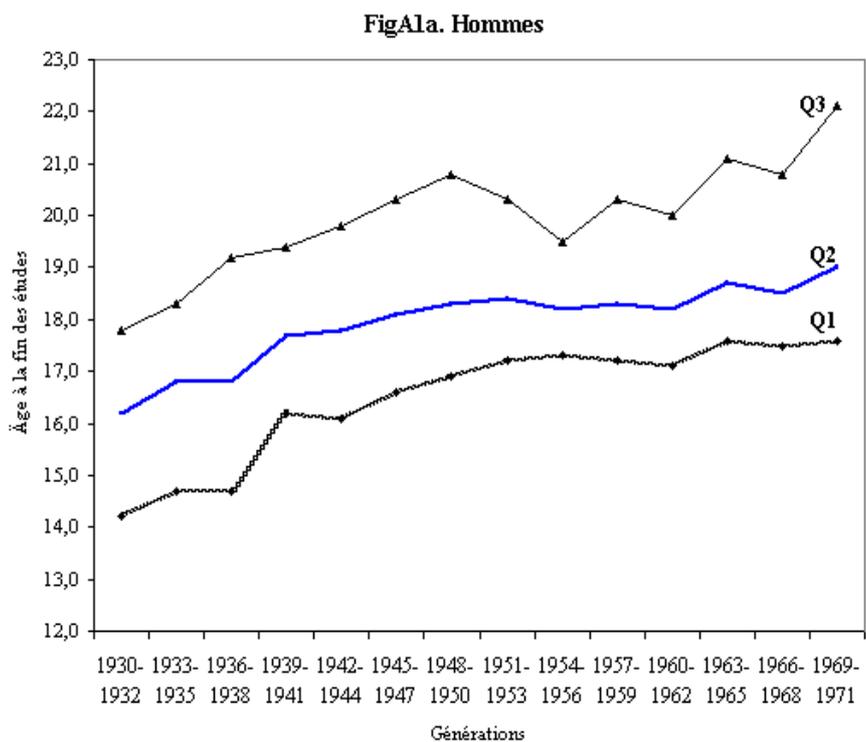
\* De plus, les analyses de survie effectuées sans exclure au préalable les répondants pour cause de réponses manquantes sont identiques à celles réalisées après ces exclusions. De même, les données invalides se distribuent de façon aléatoire, à travers les générations.

Tableau A21. Les quartiles et l'interquartile de l'âge de fin des études des hommes et des femmes des générations de naissance 1930-1971.

Génération	1a. Hommes					1b. Femmes				
	Effectif	Q1 (25 %)	Âge médian	Q3 (75 %)	Écarts (Q3-Q1)	Effectif	Q1 (25 %)	Âge médian	Q3 (75 %)	Écarts (Q3-Q1)
1930-1932	235	14,2	16,2	17,8	3,6	351	14,9	16,9	18,4	3,5
1933-1935	258	14,7	16,8	18,3	3,6	373	14,8	16,8	18,6	3,8
1936-1938	326	14,7	16,8	19,2	4,5	415	15,1	16,8	18,3	3,2
1939-1941	352	16,2	17,7	19,4	3,2	490	15,9	17,5	18,8	2,9
1942-1944	442	16,1	17,8	19,8	3,7	526	16,2	17,7	19,6	3,4
1945-1947	479	16,6	18,1	20,3	3,7	583	16,4	17,9	19,1	2,7
1948-1950	561	16,9	18,3	20,8	3,9	668	16,9	18,1	19,6	2,7
1951-1953	512	17,2	18,4	20,3	3,1	662	17,3	18,3	20,3	3,0
1954-1956	598	17,3	18,2	19,5	2,2	709	17,3	18,3	19,9	2,6
1957-1959	638	17,2	18,3	20,3	3,1	738	17,3	18,3	20,0	2,7
1960-1962	757	17,1	18,2	20,0	2,9	806	17,3	18,3	19,9	2,6
1963-1965	717	17,6	18,7	21,1	3,5	866	17,3	18,4	20,4	3,1
1966-1968	600	17,5	18,5	20,8	3,3	786	17,6	18,6	21,1	3,5
1969-1971	475	17,6	19,0	22,1	4,5	651	17,8	18,9	21,3	3,5
<b>Total</b>	<b>6950</b>					<b>8624</b>				

Source ESG, 2001

Fig A1. Évolution de l'âge à la fin des études pour les trois premiers quartiles par génération



## Annexe II

Tableau A2. Âges médians à la première naissance parmi les hommes et les femmes ayant quitté le système éducatif selon l'âge à la fin des études et le groupe de générations

Âge à la fin des études	1930-1949	1950-1959	1960-1971
Hommes			
moins de 18 ans	27,8 ans	28,8 ans	30,5 ans
18-19 ans	28,3 ans	29,8 ans	31,1 ans
20-21 ans	29,3 ans	31,3 ans	31,0 ans
22 ans ou plus	31,3 ans	32,9 ans	31,8 ans
Femmes			
moins de 18 ans	23,2 ans	25,5 ans	25,3 ans
18-19 ans	25,6 ans	26,9 ans	28,1 ans
20-21 ans	26,8 ans	28,5 ans	28,5 ans
22 ans ou plus	30,0 ans	30,8 ans	30,8 ans

Source : ESG 2001.

## Annexe A3

Tableau A3.1. Variation des rapports de risques associés aux caractéristiques individuelles au fur à mesure de l'introduction une à une des caractéristiques variant en cours d'observation  
(Hommes)

Source ESG 2001, La modalité de référence figure entre parenthèses. \*\*\* significatif au seuil de 1 % ;

Caractéristiques incluses dans l'analyse	Modèle 1 effets bruts de chacune des variables	Modèle 2 variables fixes prises simultanément	Modèle 3 variables fixes plus une variable fonction du temps	Modèle 4 variables fixes plus deux variables fonction du temps	Modèle 5 variables fixes plus trois variables fonction du temps
<b>Génération</b> (1930-1949)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1950-1959	0,90**	0,88***	0,88***	0,89**	0,97
1960-1971	0,77***	0,77***	0,77***	0,79***	1,02
<b>Age à la fin des études</b> (avant 18 ans)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
18-19 ans	1,06	1,09**	1,09**	1,08*	0,85***
20-21 ans	1,20***	1,16*	1,15	1,10	0,82**
22 ans ou plus	1,32***	1,25**	1,22*	1,14	0,69***
<b>Niveau d'instruction</b> (secondaire ou moins)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
collégial	1,17***	1,15**	1,15**	1,14**	1,13*
université	1,27**	1,14	1,18*	1,18*	1,08
<b>Pratique religieuse</b> (régulière)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Irrégulière	0,89**	0,96	0,96	0,95	0,98
Sans pratique	0,85***	0,91**	0,91**	0,91**	0,94
<b>Province de résidence</b> (Reste du Canada)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Québec	0,98	0,90**	0,89**	0,90**	1,00
<b>Statut migratoire au Canada</b> (Non immigrants)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Immigrants	0,86***	0,91	0,92	0,95	1,02
<b>Taille de la fratrie</b> (aucun)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1 à 2	1,25***	1,26***	1,26***	1,24***	1,20**
3 à 4	1,26***	1,27***	1,27***	1,25***	1,17*
5 frères ou sœurs ou plus	1,41***	1,43***	1,42***	1,42***	1,47***
<b>Origine nationale des parents</b> (Parents Canadiens)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Parents étrangers	0,80***	0,84**	0,84*	0,89	1,04
Parents mixtes	0,89***	0,88**	0,88**	0,88***	0,94
<b>Fréquentation scolaire</b> (Retour aux études)	1,00		1,00	1,00	1,00
Hors du système éducatif	1,44***		1,43***	1,21**	1,28***
<b>Statut dans l'activité</b> (Sans emploi)	1,00			1,00	1,00
En emploi	2,30***			2,12***	1,32***
<b>Situation matrimoniale</b> (Sans union)	1,00				1,00
Marié	18,53***				19,08***
Union libre	6,21***				6,32***
Taille de l'échantillon	<b>5504</b>	<b>5504</b>	<b>5504</b>	<b>5504</b>	<b>5504</b>

\*\* significatif au seuil de 5 % ; \* Significatif à 10 %

Tableau A3.2. Variation des rapports de risques associés aux caractéristiques individuelles au fur à mesure de l'introduction une à une des caractéristiques variant en cours d'observation  
(Femmes)

Source ESG 2001, La modalité de référence figure entre parenthèses. \*\*\* significatif au seuil de 1 % ; \*\* significatif au seuil de 5 % ; \* Significatif à 10 %

Caractéristiques incluses dans l'analyse	Modèle 1 effets bruts de chacune des variables	Modèle 2 variables fixes prises simultanément	Modèle 3 variables fixes plus une variable fonction du temps	Modèle 4 variables fixes plus deux variables fonction du temps	Modèle 5 variables fixes plus trois variables fonction du temps
<b>Génération</b> (1930-1949)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1950-1959	0,93**	0,94	0,94	1,09*	1,03
1960-1971	0,87**	0,91**	0,92*	0,99	1,19***
<b>Age à la fin des études</b> (avant 18 ans)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
18-19 ans	0,93**	0,92**	0,93**	1,08*	0,87***
20-21 ans	0,99	1,03	1,02	1,22**	0,87*
22 ans ou plus	0,85**	0,99	0,96	1,14	0,79**
<b>Niveau d'instruction</b> (secondaire ou moins)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
collégial	1,06	1,09*	1,09*	1,19***	1,04
université	0,86***	0,86*	0,92	1,00	0,95
<b>Pratique religieuse</b> (régulière)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Irrégulière	1,04	1,07	1,08*	1,06	1,08
Sans pratique	0,91**	0,95	0,95	0,95	1,00
<b>Province de résidence</b> (Reste du Canada)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Québec	0,92**	0,84***	0,84***	0,82***	0,93
<b>Statut migratoire au Canada</b> (Non immigrants)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Immigrants	0,76***	0,78***	0,79***	0,72***	0,89*
<b>Taille de la fratrie</b> (aucun)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1 à 2	0,99	1,01	1,02	1,11	1,16*
3 à 4	1,08	1,10	1,09	1,17**	1,22**
5 frères ou sœurs ou plus	1,11	1,16**	1,15**	1,16*	1,32***
<b>Origine nationale des parents</b> (Parents Canadiens)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Parents étrangers	0,67***	0,82**	0,83**	0,74***	0,89
Parents mixtes	0,99	1,05	1,06	1,07	1,05
<b>Fréquentation scolaire</b> (Retour aux études)	1,00		1,00	1,00	1,00
Hors du système éducatif	2,37***		2,30***	3,17***	1,98***
<b>Statut dans l'activité</b> (Sans emploi)	1,00			1,00	1,00
En emploi	0,32***			0,27***	0,28***
<b>Situation matrimoniale</b> (Sans union)	1,00				1,00
Marié	18,26***				20,24***
Union libre	6,11***				7,01***
Taille de l'échantillon	<b>6669</b>	<b>6669</b>	<b>6669</b>	<b>6669</b>	<b>6669</b>

Ann  
exe

Tableau A3.3. Modèles d'interaction entre cohortes de naissance et statut matrimonial

Caractéristiques en interaction	Hommes	Femmes
	Rapports de risques	Rapports de risques
<b>Génération</b> (1930-1949)	1,00	1,00
1950-1959	0,66***	1,11
1960-1971	0,52***	1,33**
<b>Statut matrimonial</b> (sans union)	1,00	1,00
mariés	13,29***	23,04***
union libre	3,92***	4,31***
<b>Cohortes de naissance X statut matrimonial</b>		
1950-1959 mariés	1,50***	0,74**
union libre	1,69	1,06
1960-1971 mariés	2,00***	0,68***
union libre	2,26**	1,45
Taille de l'échantillon	<b>5504</b>	<b>6669</b>

ESG 2001,  
modalité de  
figure entre  
parenthèses.

\*\*\* significatif au seuil de 1 % ;

\*\* significatif au seuil de 5 % ; \* Significatif à 10 %

Source  
La  
référence

Tableau d'aide à l'interprétation au données du tableau A3.3

Rapports de risque provenant de la combinaison des résultats de chaque variable (cohortes de naissance et statut matrimonial) et de l'interaction (cohorte de naissance X statut matrimonial)

Cohortes de naissance	Hommes			Femmes		
	État matrimonial					
	Sans union (modalité de référence)	Mariés	Union libre	Sans union (modalité de référence)	Mariées	Union libre
1930-1949 (modalité de référence)	1,00	13,30***	3,92***	1,00	23,03***	4,31***
1950-1959	0,72***	13,21***	4,38***	1,11	18,86***	5,07***
1960-1971	0,52***	13,95***	4,64***	1,33**	20,94***	8,33***

Source ESG 2001, La modalité de référence figure entre parenthèses. \*\*\* significatif au seuil de <=1 % ;  
\*\* significatif au seuil de <= 5 % ; \* Significatif à <=10 %

Tableau A3.4. Modèles d'interaction entre l'âge à la fin des études et statut matrimonial

Caractéristiques en interaction	Hommes	Femmes
	Rapports de risques	Rapports de risques
<b>Âge à la fin des études</b>		
(avant 18 ans)	1,00	1,00
18- 19 ans	0,0***	0,67***
20- 21 ans	0,39***	0,38***
22 ans ou plus	0,28***	0,18***
<b>Statut matrimonial</b>		
(sans union)	1,00	1,00
mariés	14,82***	16,81***
union libre	5,61***	6,55***
<b>Âge à la fin des études X statut matrimonial</b>		
18-19 ans mariés	1,86***	1,18
union libre	1,46*	0,89
20-21 ans mariés	2,42***	2,01***
union libre	2,13**	1,24
22 ans ou plus mariés	2,97***	3,58**
union libre	1,67	2,46*
Taille de l'échantillon	<b>5504</b>	<b>6669</b>

ESG 2001,

de référence figure entre parenthèses ; \*\*\* significatif au seuil de 1 % ;

\*\* significatif au seuil de 5 % ; \* Significatif à 10 %

Source  
la modalité

Tableau d'aide à l'interprétation aux données du tableau A3.4

Rapports de risque provenant de la combinaison des résultats de chaque variable (Âge à la fin des études et statut matrimonial) et de l'interaction (Âge à la fin des études X statut matrimonial)

Age à la fin des études	Hommes			Femmes		
	État matrimonial					
	Sans union (modalité de référence)	Mariés	Union libre	Sans union (modalité de référence)	Mariées	Union libre
Avant 18 ans (modalité de référence)	1,00	14,82***	5,61***	1,00	16,81***	6,55***
18-19 ans	0,50***	13,78***	4,12***	0,67***	13,33***	3,88***
20-21 ans	0,39***	14,03***	4,68***	0,38***	12,93***	3,10***
22 ans ou plus	0,28***	12,30***	2,61***	0,18***	10,83***	2,89***

Source ESG 2001, La modalité de référence figure entre parenthèses. \*\*\* significatif au seuil de 1 % ;

\*\* significatif au seuil de 5 % ; \* Significatif à 10 %