

Les déterminants des ruptures de mariage et d'union au Québec: un modèle économique de durée¹

Pierre Lefebvre et Philip Merrigan

Université de Québec à Montréal

Montréal, Québec, Canada

Résumé

Les données qui nous intéressent sont celles de l'Enquête sociale générale sur la famille et les amis, réalisée en 1990 par Statistique Canada. Un modèle statistique décrit les lois d'évolution des mariages et des unions libres conditionnellement à diverses variables explicatives, de nature socio-démographiques qui sont fixes dans le temps et certaines de nature économiques qui changent dans le temps. La modélisation empirique s'attache plus particulièrement à mesurer l'effet de l'assistance sociale sur les ruptures de mariage et d'union libre. Un modèle paramétrique de durée (à la Weibull) est estimé, en tenant compte de l'hétérogénéité non observable, à l'aide d'un sous-échantillon de femmes québécoises ayant vécu un premier mariage ou une première union libre. Les résultats montrent d'une part qu'un modèle de durée des mariages (unions) paraît être estimé plus efficacement lorsqu'il intègre des variables économiques et d'autre part que l'assistance sociale ne semble pas influencer les probabilités de rupture de la vie conjugale des québécoises alors que les revenus de travail ont un effet positif sur la stabilité conjugale.

Abstract

The interesting data are those of Statistics Canada's Social General Survey on Family and Friends, carried out in 1990. With this data, by going backwards in time we can piece together the matrimonial and conjugal life history of a sample of Canadian women. A parametrical statistical model of duration (à la Weibull), taking into account non-observable heterogeneity, describe the evolutionary laws of marriages and unions, which depend on various explanatory variables of a socio-demographic or economic nature, shared or not by all individuals, some of them constant and others varying over time. The empirical modelling is mostly focused on estimating the impact of couples' earned incomes and of the provincial welfare program on the dissolution of marriages and unions, based on a sub-sample of Québec women who have already been in a first marriage or a common-law marriage. According to the estimation results, on the one hand, models of marriage-cohabitation duration are more efficiently estimated when they incorporate economic variables, and on the

¹ Cette recherche a été rendu possible grâce au soutien financier de la Fondation canadienne Donner et du Fonds FCAR. Nos remerciements Ross Finnie pour ses suggestions ainsi que Céline LeBourdais, Hélène Desrosiers et Nathalie Vachon de l'INRS-Urbanisation pour leur aide quant à la préparation des données. Les commentaires et critiques de deux évaluateurs de la revue a permis d'améliorer substantiellement les résultats et la facture du texte. Nous les remercions.

other hand, welfare benefits do not seem to have an impact on the probabilities of union dissolution, while earned incomes have a positive effect on conjugal stability.

Key Words: event history techniques, General Social Survey 1990, marital-cohabitation dissolution, welfare and incomes

Introduction

La hausse du salaire réel offert au femmes et la chute de la mortalité infantile ont baissé la demande d'enfants et concomitamment les gains de la spécialisation et de la complémentarité liés au mariage. Par ailleurs, avec la hausse du travail des femmes, les coûts relatifs de la production familiale ont augmenté (les prix des substituts marchands étant plus avantageux) tout comme sans doute les coûts de la coopération (le travail des uns et des autres favorisent peut-être moins les investissements affectifs entre les conjoints et entre les parents et leurs enfants). Les gains obtenus en restant célibataire sont devenus plus importants, alors qu'en même temps l'accession aux biens familiaux ne passe pas nécessairement par le mariage et ne devient plus une obligation sociale. En outre, la hausse constante de l'espérance de vie fait en sorte que la durée attendue d'un mariage devient plus longue et, par conséquent, elle alourdit le coût d'une erreur dans le choix d'un conjoint. Une telle erreur peut éventuellement être réparée (en trouvant un autre partenaire avec lequel les gains du mariage sont plus élevés) si la rupture ne se fait pas trop tard dans la vie (notamment afin d'avoir des enfants avec un nouveau partenaire si on n'est pas déjà parent). Le brassage plus grand des populations ainsi que les déséquilibres possibles entre les entrants, les sortants et les «réitérants» sur le «marché du mariage» favorisent l'expérimentation de partenaires qui prend la forme, le plus souvent, d'une union libre plutôt que d'un mariage.

À en juger par les chiffres, ces phénomènes sont plus marqués depuis les années soixante-dix. L'indice synthétique de divorcialité (pour 100 mariages) est passé d'un peu de moins de 15% en 1969 à 43% en 1987 (Dumas et Perron, 1992), ce qui place le Canada dans le groupe des pays à forte divorcialité. La hausse du divorce s'est accompagnée parallèlement d'une chute marquée de la nuptialité qui reflète la progression marquée des unions libres. Le nombre de couple non mariés, estimé pour la première fois au recensement de 1981 à 6,4% de l'ensemble des couples, atteint 12,9% au recensement de 1991. Ces données officielles, qui ne fournissent qu'un portrait instantané de la situation matrimoniale des individus à un point donné dans le temps, cernent bien imparfaitement la mobilité conjugale.

L'Enquête sociale générale sur la famille et les amis (EGS), réalisée par Statistique Canada en 1990, indique (Dumas et Perron, 1992) que près de 25% des Canadiens et des Canadiennes ont vécu en union libre à un moment quelconque de leur vie, que ce soit avant ou après un mariage (le pourcentage atteint près de 45% pour le groupe d'âge 30-34 ans). Or, les unions libres se terminent encore plus rapidement que les mariages par une séparation (Dumas et Perron, 1992; Desrosiers et LeBourdais, 1993a). Et, les familles recomposées (à l'intérieur desquelles un des partenaires, mariés ou cohabitants, n'est pas le parent biologique ou adoptif d'un des enfants présents), qui se forment après le divorce et après une rupture d'union libre, sont des expériences tout aussi marquées par la précarité (Desrosiers et LeBourdais, 1993b). Ces évolutions n'impliquent pas forcément le rejet de la vie de couple ou du désir d'avoir des enfants mais ils reflètent plutôt que les individus font plusieurs types d'«expériences» de vie familiale. En particulier, ces transformations ont provoqué l'entrée dans une séquence de vie monoparentale d'un nombre croissant de parents et d'enfants mais surtout de mères seules avec leur(s) enfant(s).

Au Canada, bien que les comportements conjugaux des différentes générations soient assez bien décrits (Basavarajappa, 1978; Dumas et Perron 1992), il existe très peu d'études qui ont modélisé empiriquement les comportements ayant trait spécifiquement à la mobilité conjugale telle qu'exprimée par le divorce, le remariage et le choix d'un statut familial (comme le fait pour un parent de vivre seul avec ses enfants). Cette situation découle en partie des informations limitées que fournissent les données disponibles sur ces phénomènes. Celles-ci proviennent soit de l'État civil ou d'enquêtes transversales réalisées à l'occasion des différents recensements canadiens. Ces données ne permettent pas de mesurer, même de façon approximative, la durée de vie des différents types de familles et de cerner les facteurs socio-économiques sous-jacents aux trajectoires matrimoniales des individus dans le temps.

Plus récemment, Statistique Canada a réalisé deux enquêtes rétrospectives sur les familles (portant sur les années 1984 et 1990) qui permettent de reconstruire à rebours l'histoire de vie familiale, matrimoniale et parentale, d'un large échantillon de Canadiens et de Canadiennes. Cependant, les rares travaux publiés qui ont exploité à des fins d'analyse le caractère «longitudinal» de ces données, l'ont fait en identifiant uniquement les facteurs de nature socio-démographiques plutôt que socio-économiques, susceptibles d'influencer les comportements de mariage et de divorce (Burch et Madan, 1986; Desrosiers et LeBourdais, 1991; Allen, 1992). Ces recherches s'en sont tenus essentiellement à quelques unes des variables disponibles dans ces enquêtes sans considérer les facteurs économiques,

comme le revenu des conjoints ou l'existence d'un régime virtuel de «revenu minimum garanti», susceptibles d'influencer la stabilité conjugale. Du point de vue économique, ces changements peuvent s'expliquer par l'évolution des coûts et de gains à former une famille ou à la prolonger par des enfants. Ils conditionnent la montée des divorces, la baisse des mariages, la hausse de l'âge au mariage, la croissance des unions libres et le développement des familles monoparentales et des familles recomposées.

Aux États-Unis, il existe de nombreux travaux empiriques, à caractère démographique et économique, portant sur la l'instabilité conjugale. De plus, plusieurs de ces travaux ont accordé une attention particulière à l'effet du système américain de transferts, dont en particulier l'assistance sociale, sur les comportements familiaux et les comportements conjugaux (voir la revue de littérature de Moffitt 1992) qui a été identifiée dans les travaux empiriques américains (Moffitt, 1990; Ellwood et Bane, 1985) comme un des facteurs économiques, secondaire mais significatif, influençant le choix du statut de parent seul et donc potentiellement d'instabilité conjugale.

Dans la mesure où la plus grande mobilité conjugale des dernières années conduit à des situations où, lorsque des couples avec des enfants à charge en mettant fin à leur union, un parent devient le seul responsable des enfants mais en étant aux prises avec des difficultés économiques importantes, le divorce devient source de préoccupation sociale. Surtout lorsque ces difficultés financières se traduisent par un état de dépendance financière où la collectivité finit par se substituer aux responsabilités économiques du parent absent. Une telle dépendance, si elle perdure, peut engendrer avec le temps des problèmes sociaux potentiellement plus graves (McLanahan et Bumpass, 1988). Il devient plus impérieux alors d'examiner les déterminants de cette mobilité conjugale afin de juger si la politique même de sécurité de revenu contribue à cette instabilité. notre connaissance la seule étude économique portant portant sur ce sujet est celle de Allen (1993) réalisée à l'aide des données du recensement de 1986.

Cette étude vise à combler certaines lacunes de la littérature empirique canadienne en élargissant la perspective (démographique et sociologique) adoptée par les auteurs des travaux empiriques mentionnés précédemment par la prise en compte des effets que peuvent jouer l'évolution des variables de l'environnement économique des individus sur la durée de leur vie conjugale. La contribution principale de l'étude est donc de mesurer l'influence relative des facteurs tant socio-économiques que socio-démographiques sur l'instabilité conjugale au Québec, tout en identifiant le rôle qu'auraient pu jouer le programme provincial d'assistance sociale sur les comportements de divorce des personnes mariées ou de rupture de celles

vivant en unions libres. Une contribution secondaire est l'estimation d'équations d'instabilité conjugale tant pour les mariages et que pour les unions libres.

L'approche adoptée, qui repose sur l'estimation d'un modèle paramétrique de durée avec variables explicatives qui varient dans le temps et utilise les données de l'EGS de 1990, comporte plusieurs avantages. Elle utilise les informations sur le moment de la rupture du mariage des personnes vivant en couple et qui mettent fin à une union, tout en considérant que pour certains individus leur histoire de vie est tronquée parce que leur mariage dure encore au moment de l'enquête. Les comportements conjugaux analysés ne sont pas fonction du moment de l'enquête. L'information utilisée est alors plus complète et tient compte du problème de troncature. L'étude n'a pas le désavantage majeur de choisir des intervalles arbitraires de durée des mariages, puisque celles-ci deviennent disponibles et utilisables directement lorsqu'on reconstruit l'histoire conjugale des personnes faisant partie de l'échantillon de l'EGS. L'évolution des comportements dans le temps est donc pris en compte explicitement, ce qui conduit à traiter plus convenablement du temps. Enfin, le problème de l'existence de l'hétérogénéité non observable des personnes quant à la durée de leur union est aussi examiné et traité explicitement.

Mariages (unions) et divorces (ruptures): un cadre économique

Pour expliquer la nature d'un couple, les raisons de sa formation, les raisons de divorcer ou de se remarier, la littérature économique (Becker 1981; Keeley, 1977; Becker, Landes et Michael 1977; Michael, 1979; Peters, 1986) insiste sur les gains que génère le mariage et le maintien de cette vie en commun² par rapport aux gains de rester célibataire (de redevenir «célibataire» ou de se remarier). Ces gains peuvent se résumer par les points suivant: 1) la famille permet de produire plus, ensemble que séparément; 2) la famille permet de produire des biens (ses propres enfants) et des services (affectifs) qui ne peuvent pas être obtenus sur la marché ou s'ils le sont, présentent des inconvénients non négligeables ou se substituent bien imparfaitement à la production domestique; 3) au sein du mariage, une redistribution des gains ou une modification des rôles entre les conjoints peut améliorer une situation, dont les termes apparaissent défavorables pour un des époux, sans rupture mais par un simple échange intra-familial; les

² Comme notre propos n'est pas d'expliquer pourquoi les individus choisissent une forme de mariage (institutionnel) plutôt qu'une autre (union libre), l'analyse qui suit ne fait pas de distinction entre les mariages et les unions de fait. Cependant, la partie empirique examine l'instabilité relative de chaque type d'union conjugale.

partenaires seront d'autant plus enclins à «dédommager» leurs conjoint, pour qu'ils restent près d'eux, que leurs gains attendus du «célibat» après rupture peuvent être inférieurs à ceux qui prévalaient avant le mariage; 4) les gains du mariage, forcément positifs ou non nuls au début, peuvent devenir négatifs par suite d'événements imprévisibles; ils peuvent être inférieurs à ceux qui étaient anticipés; ils peuvent apparaître comme potentiellement plus élevés dans une vie commune avec un autre partenaire. Pour ces raisons, des individus abandonneront leur conjoint pour retrouver le statut de célibataire ou envisageront le remariage avec un autre conjoint. Mais la dissolution du mariage ne se fera pas alors automatiquement, il faudra que les coûts du divorce ne soient pas trop élevés et que les gains du célibat après rupture soient au moins aussi élevés qu'avant le mariage.

La formulation et l'estimation d'un modèle complet des différents statuts conjugaux dépasse le cadre de cette étude. Comme les résultats empiriques présentés plus bas reposent plutôt sur un modèle de forme réduite, celui-ci peut se formuler simplement en termes de différences d'utilité selon la suggestion de Becker (1981). Pour un individu le gain de rester marié ou de se séparer dépend de l'utilité associée aux deux états au temps t :

$$G_t = V^N(W_t, T^N) - V^M(W_t, Y_t) \quad (1)$$

où V^M est l'utilité indirecte d'être mariée qui est fonction de son revenu de travail W et du revenu d'un conjoint Y alors que V^N est l'utilité indirecte de mettre fin à son mariage qui est fonction de son revenu de travail et d'un certain revenu après la rupture qui peut se réduire aux seuls transferts publics. Dans ce modèle simple, l'aide sociale apparaît comme une source de revenu potentiel en dehors du mariage pour les femmes qui rend plus plausible l'option de mettre fin à un mariage malheureux, c'est-à-dire lorsque les gains attendus de former un couple ne se réalisent pas ou que le partage de ceux-ci est insatisfaisant. Les individus vont mettre fin à leur mariage lorsque $G_t > 0$. Il en va de même pour les individus qui ont choisi l'union libre plutôt que le mariage et qui décideraient de rompre leur union³.

Ce modèle correspond en quelque sorte à la deuxième séquence possible dans un parcours de vie conjugale, la première étant la décision de rester célibataire ou de se marier (de cohabiter et éventuellement aussi de se marier après une période de cohabitation) et la troisième étant de contracter un nouveau mariage ou une nouvelle union après une première rupture (ou de

³ Dans un modèle structurel cette décision endogène entre mariage institutionnel et non institutionnel pourrait être développé avec un modèle similaire.

rester «célibataire»). Le modèle incorpore un élément de la littérature théorique sur la prospection. Celle-ci suggère, quant à la décision de former un couple, qu'il est plus prudent d'évaluer les caractéristiques d'un conjoint potentiel ou même de prolonger sérieusement la prospection si le coût d'expérimentation (mariage, union) semble trop élevé. Deux raisons peuvent expliquer pourquoi le coût d'expérimenter un conjoint n'est pas négligeable. La décision de contracter un mariage implique une perte d'indépendance qui interdit moralement une prospection intensive en vue de trouver un meilleur assortiment. Alors que la rupture d'une union engendre souvent des déchirements et entraîne des coûts. Cependant, le mariage (l'union libre) est vraisemblablement indispensable pour mesurer la valeur véritable d'un assortiment homme-femme. Quelques années de mariage sont le meilleur moyen d'acquérir des informations précises et correctes sur un conjoint. Ces connaissances supplémentaires sur les caractéristiques non désirées et non observables avant le mariage vont s'accumuler rapidement. Elles vont être la source principale des divorces précoces. Puisque la plupart des divorces ont lieu dans les quelques premières années suivant le mariage. Certains arguments sont avancés plus bas permettant de soutenir l'idée que le mariage comme forme d'expérimentation et de prospection pour trouver le partenaire «idéal» est devenu moins coûteux et en particulier que la montée des unions libres peut être interprétée comme l'expérimentation du mariage dans sa forme la moins coûteuse.

L'approche économique suggère plusieurs facteurs qui rendent plus plausible que le «contrat» de mariage⁴ reste encore d'une durée indéterminée, mais que le terme traditionnel y mettant fin ne soit plus la mort d'un des conjoints mais le divorce. Ils peuvent être regroupés sous trois titres, bien que certains facteurs exercent leur influence sous plus d'un.

Variables liées aux gains et aux coûts de la prospection sur le marché du mariage

La recherche d'un conjoint exige temps et dépense monétaire. La probabilité d'un meilleur assortiment (et des gains plus élevés) augmente avec la prospection mais ils doivent être mis en balance avec les coûts d'opportunités. Les facteurs qui tendent à prolonger l'évaluation des partenaires avant de prendre une décision de mariage vont réduire ultérieurement la probabilité d'un divorce alors que ceux qui en précipitent la fin du processus auront l'effet inverse.

⁴ Sauf indication contraire, pour la suite du texte le mariage désignera autant un mariage légal qu'une union libre alors que le divorce signifiera aussi une rupture d'union libre.

On s'attendra donc qu'une hausse du salaire des femmes réduise l'incidence du mariage, en augmentant l'âge au mariage et la proportion des personnes qui resteront finalement célibataires et, donc ultérieurement sur le taux de divortialité, toutes choses par ailleurs. Le niveau d'éducation, en réduisant les gains du mariage durant les études, a un effet de report sur l'âge auquel les individus se marient (Keeley, 1979; Grenier, Bloom et Howland, 1987; Matsushita, 1989). Mais une autre conséquence sera de réduire la probabilité de divorcer puisqu'un mariage contracté à un âge précoce est plus susceptible de se briser. Une hausse du niveau de scolarité conduit donc à une qualité de l'assortiment entre conjoints plus élevée dans la mesure où des mariages plus tardifs impliquent une prospection plus longue et plus réussie. L'appartenance à une religion et sa pratique régulière suggère des principes moraux qui ont une grande valeur. En particulier, l'appartenance à la religion catholique qui, en principe, interdit le divorce, aura pour effet de prolonger la durée de la recherche et de retarder le mariage des pratiquants car le coût d'un mauvais choix pourrait s'avérer élevé pour le couple et pour le conjoint désirant se remarier. Le mariage à un âge précoce implique une durée de recherche plus courte avec un assortiment des conjoints plus susceptible de produire moins de gains et donc de se terminer par un divorce avec une probabilité plus élevée.

L'absence de substituts marchands aux services affectifs n'implique pas l'absence d'un marché du mariage et du remariage: un tel marché se caractérise par une concurrence entre les conjoints potentiels. L'augmentation du nombre de divorces accroît la compétition sur ce marché où les couples mariés peuvent être considérés comme des participants. Cette concurrence peut conduire elle-même à plus de divorces, dans la mesure où les personnes peuvent toujours chercher un meilleur partenaire en contractant des mariages successifs. L'accroissement de la divortialité va avoir tendance à normaliser les comportements conjugaux qui vont dans le sens de la mobilité conjugale et même à l'encourager.

Variables liées aux gains du mariage

Les gains d'efficacité découlant du mariage ont trait à la spécialisation des conjoints puisque la division du travail et la complémentarité des individus permettent de produire plus alors que, du côté des coûts, les économies d'échelle et d'organisation (sentiment d'appartenance, de responsabilité et de loyauté et d'altruisme entre les membres) se manifesteront. Il découle du raisonnement la prédiction typique suivante: si la division sexuelle des tâches est efficace, on s'attendra à ce que les gains du mariage soient plus élevés lorsqu'un des conjoints a un salaire faible (habituellement la femme,

parce que son investissement en capital humain spécifique au marché du travail a été plus faible, peu importe la raison) et s'est spécialisé dans la production domestique et donc que les taux de mariage (divorce) soient plus élevés (faibles) pour les personnes ayant ces caractéristiques. Toutes choses égales, les investissements spécifiques au mariage (les enfants, la connaissance de l'autre, etc.) en accroissent les gains. Ils stabilisent le mariage et cette stabilité réduit le risque d'investir spécifiquement dans le couple car ces investissements sont sans valeur si le couple se sépare. Or, investir spécifiquement dans le mariage c'est en même temps désinvestir sur le marché du travail.

Les hommes avec des gains de travail et un revenu en général plus élevés sont plus susceptibles d'obtenir de meilleurs gains de leur mariage parce que plus concurrentiels sur le marché ils peuvent trouver des partenaires ayant les caractéristiques désirées. Ils se marieront donc plus jeunes, auront une moins grande propension à divorcer (un revenu plus élevé permet d'éliminer les difficultés matérielles associées à un faible niveau de vie et sources de tension). En outre, cet effet pourrait être différent selon le niveau de revenu, ce qui confirmerait le principe de spécialisation.

Par contre, la hausse relative des gains de travail des femmes par rapport à ceux des hommes réduit les gains de la spécialisation et de la division sexuelle du travail. Cet effet tend à réduire les gains du mariage et à augmenter ceux associés au célibat: les femmes se marieront moins et celles qui s'uniront le feront plus tardivement. La hausse des gains de travail aura un effet négatif sur le nombre d'enfants du couple, ce qui joue encore dans le sens d'une diminution des gains du mariage puisque les investissements spécifiques au couple seront moins élevés. Toutes ces explications jouent dans le sens d'une augmentation de l'instabilité conjugale. Par ailleurs, le travail des femmes augmente directement le revenu du couple ce qui peut hausser leurs gains de complémentarité, permettent d'augmenter la qualité des enfants, ces raisons jouent dans le sens d'une hausse de l'attrait du mariage et d'une diminution des divorces.

Le niveau de scolarité atteint⁵ par les individus (qui est un indicateur de leur revenu permanent) a un effet ambigu sur les gains du mariage et du divorce dans la mesure où un mariage entre personnes plus fortement scolarisées

⁵ Aux plans empirique et conceptuel, cette variable soulève des problèmes. Son niveau est le plus souvent mesuré soit au moment du mariage, soit au moment de l'enquête. Or, on sait que des dépenses d'éducation se font tout au long du mariage et que les femmes seront plus incitées à faire de tels investissements lorsqu'elles prévoient une rupture. L'éducation n'est donc pas nécessairement une variable exogène déterminant le statut conjugal mais une variable de choix au même titre que le statut matrimonial et la participation au marché du travail.

comporte une division et une spécialisation réduites du travail entre les conjoints (et donc moins de gains) mais qu'il accroît le gain de toute division du travail. Par exemple, les femmes plus scolarisées ont des salaires plus élevés et elles vont effectivement travailler plus, ce qui réduit les gains du mariage. Par ailleurs, la consommation jointe de biens publics familiaux favorise l'assortiment de personnes ayant des salaires similaires et corrélativement les mêmes niveaux d'éducation (Lam, 1988); ce qui renforce l'effet associé à la complémentarité dans la production domestique. Les conjoints plus scolarisés auraient non seulement plus d'aptitudes à gagner un revenu mais aussi des aptitudes non marchandes plus élevées, ce qui accroît les gains du mariage.

Pour ce qui est de l'effet spécifique de l'éducation des femmes, celles qui ont investi beaucoup avant leur mariage et qui continuent après leur mariage d'acquérir les expertises valorisées par le marché du travail seront plus à risque de divorcer: elles auront moins d'enfants et donc le capital spécifique accumulé par le couple sera moins important ainsi que les gains du mariage. Le nombre d'enfants qu'un couple sera aussi influencé par la stabilité conjugale. La perspective d'une séparation potentielle incitera les couples à réduire le nombre d'enfants qu'ils auront pour plusieurs raisons: le risque pour le parent qui n'obtiendrait pas la garde de ses enfants d'être privé des bénéfices de leur «consommation».

De la même façon que l'anticipation ou la crainte d'un divorce incite à avoir moins d'enfants, elle incitera l'épouse à travailler pour préserver son niveau de vie en cas de séparation (Johnson et Skinner, 1986). La concomitance de ces comportements—fécondité plus faible, scolarisation plus poussée, attachement au marché du travail plus fort—modifient les gains du mariage et finalement rendent le divorce plus présent comme option.

Variables liées aux gains et aux coûts du divorce et du remariage

Un mariage ne prend pas fin à partir du moment où ses gains deviennent négatifs ou lorsqu'un des conjoints trouve un autre partenaire avec lequel les gains du mariage sont plus élevés. La dissolution du mariage entraîne des coûts financiers directs (frais judiciaires, légaux, comptables, etc.) imputables au règlement du divorce. Ce sont les moins importants parce que transitoires. La plus grande accessibilité financière aux conseils légaux a probablement fait en sorte que ces coûts ont diminué dans le temps.

La décision de divorcer ne peut être unilatérale (la désertion ou l'abandon de sa famille bien que relevant d'un comportement unilatéral ne met pas fin

officiellement au mariage) du fait de la présence d'un conjoint et d'enfants qui sont parties prenantes au mariage. Lorsque la loi permet la possibilité de divorcer pour faute, par consentement mutuel ou pour rupture de vie commune, les conjoints qui subissent des dommages, peuvent demander des compensations pour les conséquences de la rupture, le partage des ressources acquises par le couple, l'entretien des enfants (par celui qui en a la charge).

De même, les gains du célibat à la rupture peuvent différer de ceux expérimentés avant le mariage et selon le type d'investissements fait par les partenaires. Le conjoint qui a investi dans le mariage et renonce au marché du travail se retrouve avec des gains inférieurs. Le conjoint, qui a accumulé une expérience sur le marché du travail, se retrouve avec un niveau de vie supérieur à celui obtenu avant d'être marié. Pour les couples qui ont des enfants, les coûts d'un divorce sont plus importants et ils seront en général partagés inégalement entre les conjoints. Celui qui n'en a pas la garde perd les investissements affectifs faits dans ses enfants, il risque d'être privé des bénéfices de leur consommation et de payer une pension alimentaire pour leur entretien. Pour l'ex-conjoint qui en a la garde, il y a le fardeau (financier, psychologique, social) d'être parent seul. La responsabilité d'un enfant se traduit pour le parent qui s'en occupe (le plus souvent la mère) par une dépréciation sur le marché du remariage, même si les enfants peuvent être la source d'une stabilité affective que le mariage ne peut plus produire.

Par contre, plusieurs éléments tendent à réduire ces coûts du divorce et du remariage. Le plus grand attachement des femmes au marché du travail implique une plus grande indépendance financière qui permet d'atténuer les coûts d'un divorce. La perspective d'une séparation potentielle incitera les couples à réduire le nombre d'enfants qu'ils auront et donc le capital spécifique accumulé par le couple sera moins important. Alors que les femmes seront plus incitées à accumuler de l'expérience de travail de façon à préserver son niveau de vie en cas de séparation.

L'augmentation du niveau de vie et des protections sociales facilitent pour une personne seule la responsabilité d'élever des enfants même si le revenu d'une famille monoparentale est relativement faible par rapport à celui d'un couple. Enfin, la banalisation du divorce, sa fréquence et son rajeunissement diminuent sa stigmatisation. Le coût social que tend à supporter une personne divorcée s'en trouve donc réduit.

On s'attendra donc à ce que les couples qui divorcent soient plutôt jeunes. Pour les couples qui ont des enfants, bien que leur présence influence négativement la probabilité d'un divorce (en augmentant le coût d'un divorce et en réduisant le gain d'un remariage), elle pèse aussi sur le moment du divorce dans des directions opposées. Plus les enfants sont âgés (adultes),

moins ils deviennent un fardeau financier et imposent leur présence à un autre conjoint. Par contre, cet effet de retard réduit la possibilité des conjoints de se refaire une autre vie conjugale et professionnelle. En revanche, de jeunes enfants réduisent les pertes du mariage par les joies qu'ils procurent lorsqu'ils sont élevés et ils peuvent plus facilement être acceptés par un nouveau partenaire.

Gains du mariage versus gains d'une union consensuelle⁶

Le modèle traditionnel du mariage impliquait une spécialisation du travail selon le sexe des conjoints. Cette division offrait une garantie contre la désertion du couple par le conjoint qui se spécialisait sur le marché du travail (le plus souvent l'homme) pour l'épouse qui se trouvait compensée pour ses investissements dans le mariage. Ce modèle fonctionnait bien tant que le divorce était difficile et coûteux à obtenir sans consentement mutuel. Aujourd'hui, plusieurs facteurs font en sorte que les gains du mariage traditionnel sont moins marqués par rapport à une union alors que les garanties ou les dommages payés lors d'une rupture sont aussi moins élevés. La hausse de la participation des femmes au marché du travail, des obligations parentales vis-à-vis les enfants et des droits des enfants plus uniformes et sans égard au type d'union où ils sont nés et l'évolution des perceptions sociales concernant les personnes divorcées sont tous des facteurs qui ont contribué à réduire le coût d'une rupture. La plus grande facilité à obtenir un divorce unilatéral et la baisse du coût attaché à un divorce ont eu pour effet d'accroître son incidence. La facilité à ne pas payer ou à ne pas respecter le paiement de pensions alimentaires en faveur du conjoint «abandonné» et le caractère le plus souvent temporaire selon la loi canadienne du divorce des paiements ont réduit la valeur des garanties du mariage.

Le choix d'une union consensuelle par rapport à une union légale peut aussi se concevoir comme la poursuite de la prospection d'un conjoint puisqu'elle est une forme d'expérimentation. Pour les raisons données précédemment, les gains attendus de l'expérimentation augmentent, alors que ses coûts diminuent. En particulier, le contrôle des naissances réduit le coût associé au risque de l'arrivée d'un enfant entraînant un mariage non désiré. La hausse des gains de travail des femmes et le rétrécissement des écarts de revenu entre les hommes et les femmes favorisent l'union libre. La diminution de la fécondité et corrélativement la moins grande spécialisation du travail entre les conjoints vont dans le même sens. Les facteurs qui

⁶ L'étude de Ekert-Jaffé et Sofer (1992) a attiré notre attention sur ce point.

hausent les coûts (frais directs, pensions alimentaires, stigmatisation sociale) d'un divorce vont plutôt favoriser le mariage non institutionnel.

Modèle statistique: modèle de durée à la Weibull avec hétérogénéité Gamma

La plupart des travaux empiriques qui analysent d'un point de vue économique les décisions de statut conjugal et l'effet de l'assistance sociale sur celles-ci, utilisent des modèles logistiques statiques. Les probabilités d'observer une personne dans un état conjugal particulier ou de constater un divorce sur une période définie de temps (conditionnellement au fait d'être marié au début de la période) sont une fonction de certaines variables explicatives de nature socio-économiques (Becker et al, 1977; Michael, 1979; Ellwood et Bane, 1985; Moffitt, 1990; Allen 1993). Cette approche a le défaut de retenir des intervalles de temps nécessairement arbitraire. De plus, à l'intérieur même de la période de temps choisie, l'information sur le moment des ruptures d'union qui se produisent n'est pas prise en considération. Les modèles semi-paramétriques de durée, notamment ceux à durée proportionnelle à la Cox ou les modèles paramétriques qui intègrent des hypothèses spécifiques sur la distribution de la durée, avec variables explicatives fixes ou qui évoluent dans le temps, ne souffrent pas de ce handicap. En outre, ils tiennent compte du fait que certaines durées observées seront inévitablement «censurées» ou tronquées (Kiefer, 1988). Le modèle général retenu et estimé est le suivant:

$$\lambda(t_i) = e^{\beta X} p(t_i)^{p-1} [S(t_i)]^\theta \quad (2)$$

avec

$$S(t_i | v_i) = \int f(v_i) S(t_i | v_i) dv_i = 1 + \theta(\lambda t)^p]^{-1/\theta} \quad (3)$$

où t_i mesure la durée de l'union; la fonction de durée $\lambda(t_i)$, dépend d'un paramètre (p) de dépendance temporelle qui caractérise la distribution et de coefficients (β) attachés à des variables (X) représentant les caractéristiques personnelles et la situation économique de chaque personne i de l'échantillon; la fonction de survie $S(t_i)$ incorpore un modèle de l'hétérogénéité non observée où la variable v_i mesure cet effet et obéit ($f(v_i)$) à une distribution gamma avec moyenne 1 et variance $\theta = 1/k$. Lorsque $\theta = 0$, on retrouve le modèle de survie à la Weibull, de sorte que la variance de $[v_i] = 0$ et l'effet de l'hétérogénéité est nulle. L'interaction entre les paramètres p et θ (lorsqu'il n'est pas nul) détermine le sens de la dépendance temporelle (voir Lancaster, 1990).

Le choix de cette spécification Weibull pour la fonction de risque découle des premiers résultats d'estimation obtenues à l'aide de procédures non-paramétriques. D'abord, la fonction de survie calculée avec la procédure de Kaplan-Meier et son graphique (avec $\log(-\log(S))$ sur l'axe vertical et $\log(t)$ sur l'axe horizontal) indiquent qu'une distribution de type Weibull correspondait bien à la fonction de durée observée avec les données. De plus, la fonction du risque de divorce se caractérisait par de la dépendance temporelle négative, c'est-à-dire que le risque diminuait avec le temps. Puis, une estimation de la fonction de risque de base («base-line hazard») selon la méthode de vraisemblance partielle de Cox (Kabfleisch et Prentice, 1981, pages 85-86) donnait des résultats analogues.

Nous avons donc estimé le modèle en utilisant une spécification Weibull tout en supposant que les variables dont la valeur change dans le temps (taux de salaire, revenu gagné, prestations de revenu minimum), se modifient de façon discrète, soit à chaque année. Cette hypothèse facilite l'intégration de la fonction de risque et la maximisation de la fonction de vraisemblance (Petersen, 1986). Le modèle spécifié est ainsi à la fois un modèle à vie accélérée et un modèle à risque proportionnel.

Les premiers résultats venaient en contradiction avec ceux estimés selon les méthodes non-paramétriques. En particulier, le paramètre p caractérisant la fonction de durée indiquait que le risque de divorce croissait dans le temps (ce qui est techniquement qualifié de dépendance temporelle positive). Cette dépendance est difficilement identifiable car toutes les variables qui dépendent du temps sont corrélées positivement avec la durée (t). Nous avons donc ré-estimé le modèle en supposant que la fonction de risque est multipliée par un paramètre, v_i , spécifique à chaque personne et que ce paramètre est distribué selon une loi gamma. Avec comme résultat l'existence de dépendance temporelle négative et une valeur de la fonction de vraisemblance substantiellement plus élevée. Cette procédure d'estimation et de correction (paramétrique) de l'hétérogénéité non observable n'est pas sans soulever des problèmes de fond (voir Trussell et Rodriguez, 1990; Manton, Singer et Woodbury, 1992). Cependant, sa facilité de mise en oeuvre et d'interprétation, par rapport à des procédures plus complexes mais très lourdes au plan du calcul numérique⁷, nous a semblé un choix méthodologique adéquat compte tenu de la forme réduite de notre modèle et d'un échantillon constitué de répondantes ayant choisi des formes de vie conjugale différentes (voir plus bas).

⁷ Voir Meyer (1990) et Heckman et Walker (1990).

Données et échantillon

L'EGS de 1990 (Statistique Canada, 1992)⁸, a recueilli les histoires matrimoniales (formation et rupture d'unions, mariages et divorces, remariages) et parentales (naissances et décès des enfants, adoptions, etc.) d'un échantillon de près de 14 000 personnes âgées de 15 ans ou plus. La moitié des répondants sont des femmes et 3 476 (26%) d'entre-eux habitaient le Québec. L'enquête contient des informations sur le type de vie conjugale (mariage, union libre suivie d'un mariage, union libre) des répondants, la date (mois, année) de cette première union conjugale; et si elle s'est terminée, les raisons sont demandées (rupture, séparation, divorce, décès du conjoint, mariage dans le cas d'union libre) ainsi que le moment où s'est produit l'événement (mois, année). Ces données permettent donc de reconstituer les épisodes de vie conjugale et leur durée. Seules les Québécoises ont été retenues pour l'analyse économétrique présentée plus bas. Il a 1 455 répondantes Québécoises âgées de 18 à 65 ans mais les informations sont disponibles que pour 1 436 d'entre elles, compte tenu de l'exclusion de certains dossiers (19) où les données sont manquantes (date de début ou de fin d'union non rapportées ou incohérentes)⁹. À partir de cet échantillon initial nous avons constitué un sous-échantillon où les répondantes se caractérisaient par les critères de sélection suivants: avoir contracté un premier mariage précédé ou non d'une union libre ou avoir vécu une première union libre après 1950; être âgée de 20 à 60 ans au moment de l'enquête (1990); ne pas avoir vécue une rupture de mariage ou d'union à cause du décès de son conjoint. Ces restrictions visent à éliminer du champ de l'analyse les mariages contractés durant la dernière guerre ou dans les années qui l'ont immédiatement suivi (on observe les premières unions libres qui n'ont pas été précédées d'un mariage qu'à partir des années soixante-dix). Après ces exclusions, il reste 407 mariages (dont 84 sont l'aboutissement d'une union libre avec le même partenaire) et 139 unions libres; pour ces couples, on observe 83 divorces (dont 13 divorces pour des mariages précédés d'une union libre) et 65 ruptures d'union libre.

La constitution d'un échantillon comprenant simultanément des mariages et des unions libres peut étonner. Ce choix méthodologique tient aux trois raisons suivantes. En premier lieu, le mode d'entrée dans la vie conjugale (ou la sortie du célibat) des Québécoises se distingue fortement de celui des Canadiennes des autres provinces (voir LeBourdais et Marci-Gratton,

⁸ La reconstitution des épisodes familiaux soulève plusieurs problèmes qui sont discutés par Desrosiers et al. (1994).

⁹ L'absence de la date de début de l'union a exclu 19 répondantes. Dans le cas de 55 répondantes avec une histoire conjugale incomplète (date de fin d'union manquante), elles demeurent dans l'échantillon jusqu'au début de la deuxième union observée.

1994): près de 25% (selon les données pondérées de l'EGS) optent pour l'union libre (près de 40% si on considère celles qui marient leur partenaire d'union libre); plus de 66% des répondantes québécoises âgées de 34 ans ou moins en 1990 qui ont vécu avec un premier conjoint l'ont fait dans le cadre d'une union libre alors que le même pourcentage n'est que de 44% pour les répondantes des autres provinces. L'ajout des répondantes en union libre permet de donner une image plus juste de la vie conjugale des femmes qui choisissent de vivre avec un conjoint et des facteurs influençant sa stabilité. En deuxième lieu, comme le Québec affiche le taux de nuptialité le plus bas (0,47 chez les femmes célibataires en 1990 contre 0,88 en 1970) de tous les pays développés, il apparaît que ce mode d'union est considéré, à toute fin pratique, sur le même pied que le mariage puisque la montée des unions libres correspondant à la chute des mariages: cinq ans après le début de la première union libre des québécoises âgées de 34 ans ou moins en 1990, plus du tiers de ces unions durent encore comparativement à 18% pour celles des répondantes des autres provinces¹⁰. Enfin, près de 40% des naissances (la moitié des premiers-nés de 1990) sont issus de couples non mariés alors que la proportion était de 7% en 1970. Cette tendance implique que les ruptures d'union libre vont toucher un nombre important d'enfants. Afin de tenir compte de la présence possible de l'hétérogénéité non observable les estimations sont réalisées avec et sans variable d'hétérogénéité.

Considerations économétriques et variables

L'estimation d'une forme vraiment réduite et dynamique du modèle (1) à l'aide de données rétrospectives exige de recourir à des variables traduisant à la fois les préférences des individus pour la poursuite d'une vie conjugale et l'évolution de la situation économique des couples.

Pour les répondantes qui ont connu un divorce ou une rupture d'union libre, les données de l'enquête ne permettent de départager directement l'influence relative qu'aurait pu jouer les caractéristiques de chaque conjoint à ce titre puisque les caractéristiques des ex-conjoints (sauf pour ce qui est de son âge au mariage ou à l'union) ne sont pas connues. Pour cette raison, les équations présentées plus bas ne mettent en jeu que les caractéristiques des personnes influençant les gains et les coûts de la prospection d'un partenaire, du mariage ou d'un divorce (age, éducation, pratique religieuse, etc.).

¹⁰ Après cinq ans, dans les autres provinces par rapport au Québec une plus grande proportion des répondantes en union libre auront marié leur partenaire (48% contre 37%) ou se seront séparées (34% contre 27%).

La modélisation suppose explicitement que les probabilités de changer de statut conjugal sont influencées par le taux de salaire de l'épouse, les gains de travail de l'époux et le revenu hors travail de la famille ainsi que par la générosité du programme québécois de dernier recours (assistance sociale) et les transferts conditionnels à la présence et au nombre d'enfants au sein de la famille (allocations familiales et crédits d'impôt remboursables). L'estimation du modèle requiert que les niveaux de ces variables soient connus pour chacune des personnes appartenant à l'échantillon de l'âge de 20 ans à l'âge qu'elles ont au moment de l'enquête. Le fichier de l'EGS ne contient aucune information économique rétrospective, ni indication du revenu que chaque couple (et que chaque conjoint) a pu avoir ou gagner au cours de son mariage: les seules informations économiques se rapportent uniquement à l'année de l'enquête¹¹. Par ailleurs, on peut aussi soutenir que l'offre de travail, les différents revenus de la famille, la présence et le nombre d'enfants sont des variables endogènes à la décision de se séparer. Pour faire face à ces problèmes, nous avons suivi la même piste que celle de Heckman et Walker (1990) qui ont estimé un modèle de fécondité avec des données rétrospectives, en construisant des séries chronologiques du taux de salaire des femmes et du revenu de travail des hommes pour différentes catégories d'âge à partir de données agrégées sur les gains de travail, les semaines annuelles et les heures hebdomadaires de travail de 1954 à 1990¹². On a ensuite régressé ces variables de salaire et de gains de travail sur des variables d'âge et de cohorte de façon à capter les effets de cycle de vie et de croissance tendancielle et les variations annuelles¹³. Le tableau A1 présente les résultats de ces estimations. Ces équations sont utilisées pour prédire l'évolution des taux de salaire des femmes et des gains de travail des hommes en fonction de l'âge et de la génération (cohorte). Les variables prédites peuvent alors être considérées comme des instruments exogènes représentant l'évolution tendancielle du coût d'opportunité du temps des femmes et des hommes.

Enfin, en ce qui concerne l'identification de l'effets de l'assistance sociale, la variable d'aide publique devrait apparaître dans toutes les équations car

-
- 11 L'absence d'informations relatives aux années entre le mariage (union) et l'année de l'enquête et, plus généralement, de toute information sur les caractéristiques socio-économiques de l'époux dans les cas de divorce et de séparation, font en sorte qu'une mesure de l'évolution des gains de travail de l'époux (ou ex-époux) doit remplacer la mesure (non observable) de l'évolution de ses gains de travail.
 - 12 Il n'existe aucune série complète des gains de travail, des semaines annuelles et des heures hebdomadaires moyennes de travail des hommes et des femmes. On a dû procéder par interpolation à partir de données disponibles à différents points dans le temps. Évidemment, le recours à l'interpolation s'est avéré nécessaire surtout au cours de la période couvrant les années cinquante et soixante.
 - 13 Les variables d'années n'étant pas significatives, elles ont été omises de l'estimation finale.

toutes femmes peuvent compter sur cette option économique, si leur situation devient difficile à la suite d'un divorce. En outre, la générosité de l'aide sociale peut influencer les comportements de divorce des hommes de deux façons: elle peut dispenser l'homme de soutenir sa famille et elle change le «prix de réserve» des femmes à rester en couple.

Pour construire une variable d'aide publique qui soit exogène tout en possédant une certaine variabilité dans le temps, la valeur totale des paiements d'aide sociale maximale dont aurait pu bénéficier une famille monoparentale ayant 2, 3 ou 4 enfants de 1950 à 1990 a été calculée. ces barèmes d'aide sont ajoutées les allocations familiales fédérales (et du Québec) ainsi que les crédits d'impôts remboursables auxquels ont droit les familles monoparentales (les barèmes d'aide sociale sont fixés en tenant compte de ces allocations et de ces crédits). La variable ainsi définie constitue une mesure de l'évolution du niveau de générosité de l'aide de derniers recours pour les familles monoparentales. Cependant, l'utilisation d'un indice provincial de générosité du revenu familial minimum peut conduire à des estimations qui confondent l'effet de l'aide sur la stabilité conjugale avec ceux de variables non observables spécifiques à la province. Il est possible que les ruptures de mariage et d'union libre ont augmenté pour des raisons sociales et culturelles et que la générosité relative de l'aide sociale ne fait que refléter les besoins économiques des personnes ou des familles en difficulté financière. Or la valeur des prestations statutaires d'aide sociale s'est accrue de façon importante en termes réels à partir du début des années soixante reflétant la croissance des revenus personnels. Pour contrer ce problème, secondaire ici puisqu'on mesure l'effet de l'aide publique sur la durée des mariages et que les estimations reposent sur des données rétrospectives portant sur une assez longue période, une variable de tendance linéaire est introduite. Cette dernière variable permet de tenir compte tant des changements d'attitudes relativement à la vie conjugale que des changements économiques généraux, comme la hausse de la participation des femmes au marché du travail et la hausse des revenus.

Résultats statistiques

La définition des variables ainsi que leur valeur moyenne, après pondération pour tenir compte du poids d'échantillonnage de base assigné à chacun des individus échantillonnés, apparaissent au tableau 1. L'estimation porte sur la totalité ou un sous-groupe de l'échantillon (répondantes mariées ou l'ayant été, vivant ou ayant vécu en union libre suivie d'un mariage ou non). On observe certaines différences systématiques entre les femmes mariées et celles qui ont choisi l'union libre: pour les premières la décision de vivre en

couple se prend plus tard dans la vie (presqu'un an de plus); la différence d'âge avec leur conjoint est plus faible (environ un an); elles sont en moyenne moins scolarisées; elles ont tendance à être beaucoup plus de foi catholique et à pratiquer leur religion; elles ont plus d'enfants; les gains de travail prédits de leur conjoint sont beaucoup plus élevés alors que leur taux de salaire horaire prédit (sur la période de leur mariage) est nettement plus important. Cependant, il faut souligner le caractère «agrégé» du salaire prédit qui ne tient compte que de l'âge et de la génération des femmes. Or comme les femmes mariées sont plus âgées et qu'elles sont observées sur une plus longue période dans la mesure où les mariages durent plus longtemps, on leur attribue des salaires plus élevés qui reflètent l'augmentation réelle du salaire des femmes durant cette période.

Ces femmes, âgées de 20 ans à 61 ans au moment de l'enquête (1990) et dont les «cohortes» de mariage (union) vont de 1951 à 1990, ont connu une vie conjugale qui a duré plus ou moins longtemps. Le taux de divorces pour les femmes mariées une première fois (sans avoir cohabité avec leur partenaire) est de 21% avec une durée moyenne de leur mariage de 13,6 années; le taux de ruptures des femmes ayant vécues une première union libre est de 47% (de 35% si on inclut les unions libres qui se sont poursuivies par le mariage de leur partenaire et qui pour certains de ces mariages se sont terminés par un divorce) avec durée moyenne de 3,2 années (4,1 années avec les unions libres-mariages). Il ressort nettement que la vie conjugale en union libre, bien que les unions s'étant terminées par un mariage conduisent à une vie conjugale plus longue, dure beaucoup moins longtemps que celle menée à l'intérieur d'un mariage: la durée moyenne (en 1990) est de 4,3 années contre respectivement 18,9 et 17,3 années pour les mariages et les mariages incluant ceux précédés d'une union libre. Par ailleurs, les unions libres sont un choix de mode de vie conjugale plus fréquent chez les femmes des plus jeunes générations puisque l'âge moyen des répondantes ayant fait un tel choix, est de 25 ans (en 1990) comparativement à 33 ans pour les répondantes mariées ou l'ayant été. Les revenus prédits pour les conjoints de ces femmes et leurs taux de salaire prédits témoignent aussi de ce fait.

L'estimation du modèle de durée a été faite selon deux spécifications: l'une ne comprend que des variables de nature socio-démographique alors que l'autre intègre des variables économiques aux variables explicatives. En outre, chacune spécification est réalisée avec ou sans variable d'hétérogénéité.

Tableau 1 : Définitions des variables et valeurs moyennes (en années, en pourcentage ou en dollars) pour l'échantillon pondéré

Variables	Mariages+Unions libres avec mariages+Unions libres (20<âge<60)	Mariages (20<âge<60)	Unions libres (20<âge<60)
Durée (années) ¹	14,5	18,9	4,3
Âge au mariage ²	22,4	22,7	21,9
Différence d'âge ³	-2,5	-2,1	-3,6
Éducation postsecondaire ⁴	0,34	0,32	0,36
Éducation secondaire ⁴	0,37	0,33	0,45
Éducation primaire ⁴	0,30	0,35	0,19
Religion non catholique ⁵	0,12	0,10	0,15
Religion catholique ⁵	0,88	0,90	0,85
Fréquentation religieuse ⁶	0,24	0,29	0,16
Status d'immigration	0,08	0,07	0,07
Nombre enfants(é)	1,5	1,7	0,5
D union libre	0,20		
Gains des hommes (\$) ⁹	20 062	25 617	11 127
Taux de salaire des femmes (\$) ⁹	10,79	10,97	9,53
Aide sociale (\$) ¹⁰	8 900	9 057	8 763
Divorces et ruptures (nb.)	145	70	65
Taux des divorces et des ruptures	0,26	0,21	0,47
Durée des mariages et des unions libres terminées (années)	9,1	13,6	3,2
Nombre observations pondérées	549	326	139

1. Durée des mariages et des unions libres; la variable dépendante est mesurée en années, laquelle se subdivise en dix unités. 2. Âge de la répondante au mariage (union libre). 3. Différence d'âge entre les époux au mariage ou à l'union libre. 4. Variable dichotomique: 1 si le niveau d'éducation est dans la catégorie indiquée; 0 autrement; la catégorie de référence est études primaires. 5. Variable dichotomique: 1 si sans religion ou religion autre que catholique; 0 si religion catholique. 6. Variable dichotomique: fréquentation de l'église au moins une fois la semaine; 0 autrement. 7. Variable dichotomique: 1 si née hors du Canada; 0 autrement. 8. Variable dichotomique: 1 si union libre avant le mariage avec le même partenaire; 0 autrement. 9. Les valeurs (prédites) de ces variables changent chaque année (1951 à 1990); elles dépendent de l'âge de la personne et de sa cohorte de naissance. Les valeurs sont en dollars de 1987; pour les femmes la variable est le taux de salaire. 10. L'aide correspond au montant maximum payé à une personne chef d'une famille monoparentale avec deux enfants selon la Loi d'assistance aux mètres nécessiteuses avant 1969 et selon la Loi de l'aide sociale à partir de 1969. Les allocations familiales sont celles payées par les deux paliers de gouvernement dans le cas de deux enfants.

Spécification démographique

Le tableau 2 présente les résultats de l'estimation pour les seules variables socio-démographiques.

De façon générale, les résultats sont les mêmes que ceux rapportés dans la littérature pour le Canada ou pour d'autres pays développés. Les deux variables d'âge au mariage exercent une influence respectivement positive et négative sur la durée du mariage et de l'union libre. Leurs coefficients, statistiquement significatifs, reflètent l'évolution des ruptures sur le «cycle de vie du mariage»: se marier plus tard améliore les chances de réussite du mariage mais cet effet est non linéaire (un mariage trop tardif les diminuent). Les mêmes variables exercent un effet analogue dans le cas des unions libres mais elles ne sont pas significatives. La différence d'âge, au mariage ou à l'union libre, entre les conjoints n'apparaît pas non plus comme significative au plan statistique.

Il est difficile de se fier à l'effet des variables de scolarité puisque leurs coefficients ne sont jamais statistiquement significatifs. Le fait d'avoir un diplôme d'études secondaires par rapport à des études primaires, semble accroître la probabilité des ruptures alors que l'effet de la variable études postsecondaires est plus diffus avec un effet positif sur la durée des mariages mais négatif sur celle des unions libres.

La variable indiquant que les répondantes partagent ou non une foi religieuse montre que l'appartenance à la religion catholique réduit les probabilités de divorce ou de rupture d'unions et l'augmentent pour les répondantes appartenant à d'autres religions ou sans religion déclarée. Les autres variables servant à contrôler les différences des caractéristiques individuelles, comme la fréquentation religieuse ou le statut d'immigration exercent une influence plutôt positive sur la durée mais les coefficients ne sont pas significatifs au plan statistique.

La présence d'enfants au sein du couple réduit significativement la probabilité des divorces et des ruptures¹⁴. Ce dernier résultat ne devrait pas surprendre puisque les enfants sont sans doute le principal investissement commun que les couples peuvent réaliser.

La variable dichotomique indiquant si la répondante a vécu en union libre avec son conjoint avant son mariage montre un effet négatif sur la durée des

¹⁴ L'utilisation d'une variable dichotomique indiquant la présence ou non d'enfant(s) plutôt que le nombre a donné le même résultat.

Tableau 2: Résultats de l'estimation d'un modèle démographique de durée à la Weibull avec et sans hétérogénéité selon le type d'union conjugale (valeurs absolues des statistiques t entre parenthèses) [Écart-type entre crochets]

Variables	Mariages + Unions libres avec mariage + Unions libres 20≤âge≤60		Mariages 20≤âge≤60		Unions libres 20≤âge≤60	
Constante/10	6,500 (3,17) ^a	6,243 (3,48) ^a	5,580 (2,56) ^b	7,676 (4,31) ^a	2,705 (0,57)	2,436 (0,60)
Âgемariage	0,307 (2,51) ^b	0,298 (3,29) ^a	0,291 (2,90) ^a	0,231 (2,60) ^a	0,103 (0,45)	0,269 (1,30)
Âgемariage ²	-0,006 (2,28) ^b	-0,005 (3,01) ^a	-0,005 (2,71) ^a	-0,372 (2,32) ^b	-0,002 (0,44)	-0,056 (1,30)
Différence-âge	0,003 (0,15)	-0,003 (0,17)	0,036 (1,59)	0,031 (1,55)	-0,009 (0,23)	0,012 (0,32)
Édu. postsecond.	0,048 (0,26)	-0,043 (0,27)	0,028 (0,15)	0,080 (0,49)	-0,172 (0,47)	-0,070 (0,20)
Édu. secondaires	-0,130 (0,75)	-0,143 (0,97)	-0,101 (0,60)	-0,046 (0,31)	-0,472 (1,37)	-0,360 (1,14)
Religion non cat.	-0,269 (1,18)	-0,247 (1,24)	-0,054 (0,19)	-0,085 (0,34)	-0,529 (1,20)	-0,652 (1,78) ^c
Fréq. religieuse	-0,032 (0,18)	-0,038 (0,24)	0,139 (0,80)	0,137 (0,89)	0,062 (0,17)	0,059 (0,18)
Status immigré	0,253 (0,90)	0,237 (0,90)	0,252 (0,76)	0,247 (0,86)	0,116 (0,20)	0,026 (0,05)
Nombre enfants	0,201 (2,84) ^a	0,231 (3,83) ^a	0,158 (2,38) ^b	0,146 (2,62) ^a	0,456 (1,96) ^b	0,481 (2,17) ^b
Dunton	-0,789 (4,67) ^a	-0,588 (3,94) ^a				
Année	-0,034 (3,22) ^a	-0,032 (3,51) ^a	-0,029 (2,62) ^a	-0,039 (4,30) ^a	-0,013 (0,56)	-0,013 (0,63)
θ	1,981 (2,14) ^b	1,312 [0,09]	0,000 (0,00)	1,845 [0,21] ^b	0,794 (1,11)	1,096 [0,13]
P	1,680 [0,21] ^c		1,654 [0,33] ^b		1,323 [0,21] ^c	
N. observations	549	549	326	326	139	139
-LogV	794,09	796,63	457,48	456,01	217,68	200,47

Statistiques t: le coefficient est statistiquement significatif: (a) au niveau de confiance de 1% si t>2,576; (b) au niveau de confiance de 5% si t>1,96; (c) au niveau de confiance de 10% si t>1,645.

mariages-unions (ensemble de l'échantillon). Enfin la variable de tendance temporelle indique qu'il y a des changements - dans les préférences et dans les facteurs socio-économiques sous-jacents - systématiques et significatifs (sauf pour l'échantillon des unions libres) qui poussent à la hausse les divorces.

La loi de durée (sans la variable d'hétérogénéité θ) pour l'ensemble de l'échantillon et pour les mariages semble être engendrée par une loi de Weibull à fonction de risque croissant ($1 < P < 2$) indiquant que la probabilité d'un divorce croît avec le temps écoulé depuis le début du mariage; pour les unions libres la loi est pratiquement exponentielle ($P \cong 1$), ce qui implique un taux des risques de rupture constant. Le premier résultat est plutôt contre-intuitif. Cependant la mise en évidence de la dépendance positive ou négative avec le temps peut être la conséquence de l'omission de variables explicatives et peut donc découler de la non prise en compte de l'hétérogénéité non observée entre les personnes. L'estimation du modèle de durée pour l'échantillon complet et ses sous-échantillons avec variable d'hétérogénéité, montre que son coefficient est statistiquement significatif pour la population totale mais pas pour les deux sous-échantillons (le coefficient tend vers zéro pour les mariages). Ce résultat provisoire (voir plus bas) indique que la population semble homogène lorsque les différents modes de vie conjugale sont considérés séparément.

Spécification économique

Le test du ratio du maximum de vraisemblance indique que la spécification avec variables économiques, présentée au tableau 3, est statistiquement supérieure à celle d'un modèle qui ne comprend que des variables socio-démographiques. Selon cette spécification (avec et sans contrôle pour l'hétérogénéité non observable), les effets des variables socio-démographiques sont pratiquement les mêmes avec les différences suivantes¹⁵: la hausse de l'âge à l'union libre réduit significativement leur durée; la différence d'âge entre les conjoints exerce une influence systématiquement positive (plus l'époux est âgé par rapport à l'épouse) sur la durée des mariages et des unions libres. L'effet de la tendance annuelle reste le même et devient significatif pour une des deux estimations portant sur les unions libres.

¹⁵ Seules les variables dont les coefficients changent de signe ou qui deviennent statistiquement significatifs sont identifiées ici.

Tableau 3: Résultats de l'estimation d'un modèle démo-économique de durée à la Weibull avec et sans hétérogénéité selon le type d'union conjugale (valeurs absolues des statistiques t entre parenthèses) [Écart-type entre crochets]

Variables	Mariages + Unions libres avec mariage + Unions libres 20≤âge≤60		Mariages 20≤âge≤60		Unions libres 20≤âge≤60	
Constante/10	6,253 (2,79) ^a	7,741 (4,37) ^a	10,64 (7,01) ^a	8,581 (4,56) ^a	1,081 (0,79)	7,963 (2,94) ^a
Âgemenage	0,079 (0,60)	0,077 (0,85)	0,005 (0,53)	0,134 (1,60)	-0,394 (2,07) ^b	-0,540 (3,81) ^a
Âgemenage ²	-0,002 (0,80)	-0,002 (0,98)	-0,001 (0,22)	-0,002 (1,45)	0,002 (1,40)	0,008 (2,87) ^a
Différencéage	0,036 (1,44)	0,022 (0,98)	0,030 (1,82) ^c	0,039 (2,02) ^b	0,097 (1,96) ^b	0,063 (1,67) ^c
Edu. postsecond.	-0,006 (0,04)	-0,050 (0,40)	0,070 (0,63)	0,051 (0,37)	-0,099 (0,47)	-0,063 (0,37)
Edu. secondaires	-0,139 (1,02)	-0,119 (1,03)	0,024 (0,23)	-0,038 (0,32)	-0,328 (1,66) ^c	-0,233 (1,49)
Religion non cat.	-0,218 (1,22)	-0,150 (0,96)	-0,109 (0,68)	-0,057 (0,30)	-0,414 (1,78) ^c	-0,370 (1,98) ^b
Fréq. religieuse	0,013 (0,92)	0,218 (0,17)	0,096 (1,00)	0,105 (0,86)	0,081 (0,40)	0,108 (0,64)
Status immigré	0,222 (1,01)	0,202 (0,98)	0,179 (0,97)	0,258 (1,15)	0,117 (0,40)	0,071 (0,29)
Nombre enfants	0,147 (2,52) ^b	0,164 (3,27) ^a	0,093 (2,22) ^b	0,124 (2,59) ^a	0,243 (1,74) ^c	0,207 (1,86) ^c
Dunnon	-0,554 (3,92) ^a	-0,450 (3,76) ^a	-0,055 (7,34) ^a	-0,033 (2,96) ^a	-0,006 (0,31)	-0,040 (2,99) ^a
Année	-0,033 (2,96) ^a	-0,040 (4,52) ^a				
Gains hommes	0,399 (2,30) ^b	0,213 (1,68) ^c	0,221 (2,01) ^b	0,209 (1,57)	0,605 (2,23) ^b	0,444 (2,19) ^b
Taux salaire fem.	0,550 (1,40)	0,675 (2,09) ^b	1,289 (3,64) ^a	0,270 (0,54)	1,522 (2,83) ^a	2,008 (5,26) ^a
Aide sociale/10	-0,001 (0,93)	-0,003 (0,43)	-0,004 (0,66)	0,001 (0,71)	-0,021 (1,06)	0,001 (0,11)
θ	2,157 (1,91) ^c	1,685 (0,16) ^b	9,755 (2,23) ^b	2,388 (0,42) ^b	0,000 (0,00)	2,212 (0,24) ^b
ρ	2,086 (0,25) ^b		5,289 (1,51) ^a		1,809 (0,31) ^c	
N. observations	549	549	326	326	139	139
-LogV	788,93	791,08	449,64	453,53	203,70	200,46

Statistiques t: le coefficient est statistiquement significatif: (a) au niveau de confiance de 1% si t>2,576; (b) au niveau de confiance de 5% si t>1,96; (c) au niveau de confiance de 10% si t>1,645.

Il y a trois variables économiques, dont les valeurs réelles varient avec les années. Les deux premières sont des variables prédites (voir plus haut et tableau 1A). Les coefficients de la variable du revenu annuel de travail prédit de l'époux de chaque répondante indiquent qu'une hausse réelle du revenu de travail des hommes a eu un effet positif et significatif sur la durée pour tous les échantillons. Cet effet correspond à celui auquel on pouvait s'attendre. Les coefficients de la variable du taux de salaire prédit pour chaque répondante montrent qu'une hausse réduit la probabilité de divorce des femmes mariées et réduit la probabilité de rupture des unions libres. Dans la plupart des estimations le coefficient de cette variable est statistiquement significatif (sauf lorsque l'estimation se fait sans la variable d'hétérogénéité et porte sur l'ensemble de l'échantillon et celui des mariages). La prédiction plus analytique à l'égard du revenu de travail des femmes était plus ambiguë. Le résultat obtenu ici indique qu'une hausse du taux de rémunération (et par conséquent du revenu de travail des femmes) tend à stabiliser la vie conjugale, toutes choses égales par ailleurs.

La dernière variable économique est une mesure indicative de l'alternative économique de dernier recours - pour les femmes mariées ou unies à un conjoint de fait - au mariage ou à une union¹⁶. Cette variable offre l'avantage de contrôler statistiquement le soutien économique public offert aux femmes qui désireraient mettre fin à une union malheureuse mais sans pouvoir nécessairement compter sur des revenus (de travail, de pension alimentaire, de capital). Le coefficient de la variable montre qu'une hausse des prestations du programme de derniers recours applicables aux familles monoparentales avec enfants n'a pas d'effet significatif sur les probabilités de divorces-ruptures dans toutes les estimations. Ce dernier résultat remet en cause la robustesse des estimations (qui reposent cependant sur une coupe transversale) de Allen (1993): à savoir qu'une hausse des bénéficiaires de l'assistance sociale conduirait à une augmentation des divorces et à plus de naissances chez les femmes non mariées (ou plus correctement à plus de ruptures chez les couples vivant en union libre). Ceci n'implique pas que l'assistance sociale n'exerce aucun effet sur les comportements. Ceux-ci se font sentir sur les activités de travail, la persistance comme bénéficiaire et la durée dans le statut de monoparentalité comme l'indique la littérature empirique américaine.

Enfin, la variable d'hétérogénéité, statistiquement significative pour l'échantillon total, indique la présence de différences systématiques entre les personnes qui font un choix particulier de mode de vie conjugale. Ce résultat s'observe aussi pour les répondantes qui se sont mariées sans avoir

¹⁶ Les résultats ont été insensibles au choix d'un barème particulier (2, 3 ou 4 enfants).

vécu en union libre avec leur conjoint: certains de ces mariages sont plus fragiles que d'autres sans qu'on puisse identifier le ou les facteurs en cause. Sans variable d'hétérogénéité, les lois statistiques de durée de la vie conjugale montrent que celle-ci tend à se réduire avec le temps. La conclusion contraire est vraie lorsqu'elle est incluse (sauf pour les unions libres). La question du traitement statistique des facteurs ou des variables pertinentes exogènes qui expliquent la dynamique de la vie conjugale est controversée. La difficulté principale réside dans l'absence d'une explication complète du pourquoi de la mobilité conjugale plus forte maintenant qu'il y a vingt-cinq ans ou trente ans.

Conclusion

Cette étude avait pour objectif d'examiner au plan empirique la mobilité conjugale des années récentes en estimant un modèle dynamique de la durée (jusqu'en 1990) des premiers mariages et des premières unions libres contractées au Québec après 1950.

Les résultats suggèrent quatre conclusions. La première est qu'il n'y a pas de facteur ou de groupe de facteurs dominants qui peuvent expliquer pourquoi les unions conjugales sont devenues plus fragiles et durent moins longtemps qu'il y a disons vingt-cinq ans où "le mariage, pensait-on, continuerait de régler la formation et la vie des couples ainsi que l'insertion des enfants dans la chaîne des générations et la trame des réseaux de parentalité" (Dumas and Perron, 1992, p.4). Les facteurs qui sont le plus souvent associés à la montée des divorces (et en fait liés aux gains et coûts de la prospection, aux gains du mariage, aux gains et aux coûts du divorce) mais mesurés par des variables telles que la hausse de la scolarisation des femmes et la hausse de leur participation au marché du travail, la hausse des salaires, la baisse de la fécondité, favorisent aussi l'indépendance économique des personnes et donc la mobilité conjugale. Ces mêmes facteurs sont également corrélés avec la montée des unions libres. Or, celles-ci indiscutablement sont moins durables que les mariages. Mais la montée des unions libres et leur généralisation auprès des jeunes adultes suggère qu'il serait faux de les voir comme une alternative de court terme ou un prélude au mariage puisque certaines ont gagné en durabilité ce que les mariages ont perdu en stabilité.

La deuxième conclusion est qu'une amélioration des conditions de vie économique des couples unies est un facteur contribuant à leur stabilité. Et, notamment, les difficultés économiques que peuvent éprouver les plus jeunes couples qui en majorité font maintenant le choix de vivre en union libre, influencent fortement la probabilité d'une rupture. Ce résultat n'est pas

paradoxal et ne contredit pas vraiment l'idée qu'une plus grande indépendance économique conduit fatalement à l'instabilité conjugale. Des choix par les hommes et par les femmes différents de ceux du passé relativement décisions de scolarisation, aux décisions d'activités professionnelles et de participation au marché du travail, au partage des tâches domestiques et par conséquent des profils de revenu de travail différents ne sont pas sans conséquences sur les relations dans un couple. Interprétés en termes du pouvoir de négociation à l'intérieur du couple, ces changements conduisent à des concessions moins asymétriques entre les conjoints. Ce qui implique aussi qu'un partage des gains du mariage considéré comme trop défavorable par l'un des conjoints, pourra conduire celui-ci à y mettre fin.

La troisième conclusion est que l'approche empirique utilisée n'a pas permis de soutenir l'idée que l'assistance sociale puisse encourager les ruptures d'union. En d'autres mots, les bénéfices de l'aide sociale n'apparaissent pas suffisant pour contrer les désincitations économiques à divorcer soit parce que les perspectives économiques des femmes et des hommes sont supérieures en couple ou soit parce que l'incitation économique à divorcer conduit à des gains sans lien avec la situation économique qu'elle procure. Il serait sans doute plus juste d'analyser les effets de l'aide sociale pour ce qu'elle est vraiment dans les faits pour les familles monoparentales, soit un régime public de pensions alimentaires.

Enfin, il faut souligner la pertinence empirique des unions libres dans l'explication de la mobilité conjugale. Les plus jeunes générations qui vivent en union libre, *ceteris paribus*, ont le plus fort taux de ruptures. Le coût de faire plus d'une fois l'expérience de la vie conjugale avant d'investir dans une relation de long terme peut être perçu comme faible par ces personnes (coût en termes de stigmatisation attachée à une séparation et à une séquence de vies conjugales). On peut penser qu'une meilleure compréhension de la dynamique de la vie conjugale passe par l'analyse des décisions de mode de vie conjugale. Par exemple, l'estimation d'un modèle de «risque concurrent» du mariage et de l'union libre permettrait d'accroître les connaissances relativement aux facteurs qui éventuellement conduisent aux séparations conjugales.

Tableau A1. Estimations des équations de salaire des femmes et des gains de travail des hommes données agrégées par groupes d'âge, Canada, 1954-1990 (Valeurs absolues des statistiques t entre parenthèses)

Variables		Salaires des femmes	Gains de travail des hommes
Constante		-4,726 (8,01)	1,913 (4,03)
Âge	(+10)	5,037 (11,25)	5,319(14,77)
Âge ²	(+10 ²)	-0,852 (10,91)	-0,864(13,76)
Coh	(+10)	1,026 (3,43)	0,496 (2,06)
Coh ²	(+10 ²)	-0,069 (1,59)	0,036 (1,03)
Âge * Coh	(+10 ³)	-0,881 (4,43)	-0,499 (3,13)
Âge * Coh ²	(+10 ⁴)	0,029 (1,18)	-0,026 (1,33)
Âge ² * Coh	(+10 ⁴)	0,188 (6,00)	0,135 (5,37)
Âge ² * Coh ²	(+10 ⁶)	0,009 (2,49)	-0,002 (0,63)
<hr/>			
R ²		0,887	0,960
F		282,9	863,8
Obs.		296	296

Définitions:

Salaires des femmes:	Log. du taux de salaire réel des femmes (\$ de 1987);
Gains de trav. des hommes:	Log. du revenu de travail réel des hommes (\$ de 1987);
Âge:	Âge de l'individu représentatif de la catégorie d'âge;
Cohorte (Coh):	Âge (-) Année de revenu observé (+) 1980;

Sources des données: Statistique Canada, diverses publications et calculs des auteurs.

Bibliographie

- Allen, D. (1993). Welfare and the family: The Canadian experience. *Journal of Labor Economics*, 11, 1, pt.2, S201-S223.
- Allen, D. (1992). Divorce: What's at fault for no-fault?. Mimeo. Burnaby, BC: Dept. of Economics, Simon Fraser University.
- Basavarajappa, V. (1978). *Marital status and nuptiality in Canada*. Ottawa, ON: Statistics Canada, cat.99-704.
- Becker, G., Landes, E. et Michael, R. (1977) An economic analysis of marital instability. *Journal of Political Economy*, 85, 1141-1187.
- Becker, G. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

*Les déterminants des ruptures de mariage et d'union au Québec: un modèle
économique de durée*

- Burch, T. et Madan, T. (1986). *Union formation and dissolution: Results from the 1984 family history survey*. Ottawa, ON: Statistics Canada, Catalogue no. 99-963.
- Desrosiers, H. et LeBourdais, C. (1991). The impact of age at marriage and timing of first birth on marriage dissolution in Canada. *Canadian Studies in Population*, 18, 1, 29-51.
- Desrosiers, H. et LeBourdais, C. (1993a). Les unions libres chez les femmes canadiennes: étude des processus de formation de dissolution. Sous la dir. de Cordell, D., Gauvreau, D. Gervais, R. et LeBourdais, C. *Population, reproduction, société*. Presses de l'Université de Montréal, 71-95.
- Desrosiers, H. et LeBourdais, C. (1993b). *Les dissolutions d'union dans les familles recomposées: L'expérience des femmes canadiennes*. Communication présentée au XXIII^e Congrès international de la population, Montréal.
- Desrosiers, H., LeBourdais, C. et Lehrhaupt, K. (1994). *Vivre en famille monoparentale et en famille recomposée: portrait des Canadiennes d'hier et d'aujourd'hui*. Études et documents, no. 67, INRS-Urbanisation, Montréal.
-
- Dumas, J. and Perron, Y. (1992). *Marriage and conjugal life in Canada*. Statistics Canada, Catalogue no. 91-534.
- Ekert-Jaffé, O. et Sofer, C. (1992). *An analysis of marriage explaining factors*. Paper presented to the Sixth Annual Meeting of European Society of Population Economic, 10-13 June, Gmunden, Austria.
- Ellwood, D. et Bane, M. (1985). *The Impact of AFDC on Family Structure and Living Arrangements*. Research on Labor Economics, JAI Press, vol. 7, 137-207.
- Grenier, G., Bloom, D. et Howland, J. (1987). An analysis of the first marriage patterns of Canadian women. *Canadian Studies in Population*, 14, 47-68.
- Johnson, W. et Skinner, J. (1986). Labor supply and marital separation. *American Economic Review*, 76, 455-469.
- Kalbfleisch, J. et Prentice, R. (1980). *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. Wiley.
- Keeley, M. (1977). The economics of family formation. *Economic Inquiry*, 15, 2, 238-250.
- Keeley, M. (1979). An analysis of the age pattern of first marriage. *International Economic Review*, 20, 238-248.
- Kiefer, N. (1988). Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature*, 26, 2, 646-679.
- Heckman, J. et Walker, J. (1990). The relationship between wages and income and the timing and spacing of births: Evidence from Swedish longitudinal data. *Econometrica*, 58, 1411-1441.
- Lam, D. (1988). Marriage markets and assortive mating with household public goods. *Journal of Human Resources*, 23, 4, 462-487.
- Lancaster, A. (1990). *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge University Press.
- LeBourdais, C. et Marcil-Gratton, N. (1994). *Family transformation across the 45th parallel: Similarities and differences*. Paper presented to the 1994 Population Association of America Annual Meeting, Miami, May-5-7.

- Manton, K., Singer, B. et Woodbury, M. (1992). Some issue in the quantitative characterization of heterogeneous populations. Sous la dir. de J. Trussell, R. Hankinson et J. Tilton, *Demographic Applications of Event History Analysis*. Oxford University Press, 9-37.
- Matushita, K. (1989). Economic analysis of the age at first marriage. *Journal of Population Economics*, 2, 103-119.
- McLanahan, S. et Bumpass, L. (1988). Intergenerational consequences of family disruption. *American Journal of Sociology*, 94, 1, 130-152.
- Michael, R. (1979). Determinants of divorce. Sous la dir. de L. Levy-Garboua, *Sociological Economics*. Sage, 223-254.
- Meyer, B. (1990). Unemployment insurance and unemployment spells. *Econometrica*, 58, 4, 757-782.
- Moffitt, R. (1990). The effect of the U.S. welfare system on marital status. *Journal of Public Economics*, 41, 101-124.
- Moffitt, R. (1992). Incentive effects of the U.S. welfare system: A review. *Journal of Economic Literature*, 30, 1-61.
- Peters, E. (1986). Marriage and divorce: Informational constraints and private contracting. *American Economic Review*, 76, 537-454.
- Petersen, T. (1986). Estimating fully parametric hazard rate models with time-dependent covariates: Use of maximum likelihood. *Sociological Methods & Research*, 14, 2, 219-246.
- Statistique Canada. (1992). Enquête sociale générale, Cycle 5, La famille et les amis. Documentation sur le fichier de microdonnées à grande diffusion et guide de l'utilisateur.
- Trussell, J. et Rodriguez, G. (1990). Heterogeneity in demographic research. Sous la dir. de Julian Adams et al., *Convergent Questions in Genetics and Demography*. Oxford University Press.

Received, January 1994; revised, October 1994.