

Article

« L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur le début de la vie conjugale des Québécoises »

Alain Bélanger et Pierre Turcotte

Cahiers québécois de démographie, vol. 28, n° 1-2, 1999, p. 173-197.

Pour citer cet article, utiliser l'adresse suivante :

<http://id.erudit.org/iderudit/010263ar>

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <http://www.erudit.org/apropos/utilisation.html>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : erudit@umontreal.ca

L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur le début de la vie conjugale des Québécoises

Alain BÉLANGER et Pierre TURCOTTE *

Au Canada, comme dans plusieurs pays industrialisés, on assiste depuis une trentaine d'années à une profonde diversification des comportements familiaux. Cette *deuxième transition démographique* se caractérise, notamment, par une augmentation marquée du nombre et de la proportion d'unions libres. Depuis 1981, les recensements quinquennaux permettent de suivre la progression de l'union libre au Canada et au Québec en recueillant de l'information sur le nombre de personnes vivant dans ce genre d'union. Bien que fort utiles, ces mesures ponctuelles ne renseignent ni sur l'histoire conjugale ni sur la dynamique du cycle de vie familial.

Quelles sont les caractéristiques individuelles qui font qu'une personne choisit de former une union libre plutôt qu'un mariage ? Est-ce que la naissance hors union d'un enfant augmente ou diminue le risque de se marier ou de former une union libre ? L'indépendance financière que procure la participation au marché du travail a-t-elle un effet sur le risque qu'a une femme de former l'un ou l'autre type d'union ?

Selon certains chercheurs, l'entrée massive des femmes sur le marché du travail leur a fourni l'indépendance économique nécessaire pour échapper aux rôles familiaux traditionnels, soit en décidant de ne pas vivre en couple, soit en quittant volontairement l'union. Cette « théorie de l'indépendance » (Cherlin, 1996)

* Alain Bélanger : Statistique Canada, Division de la démographie, Ottawa, Ontario K1A 0T6. belaal@statcan.ca. Pierre Turcotte : Statistique Canada, Division des statistiques sociales, du logement et des familles, Ottawa, Ontario K1A 0T6. turcpie@statcan.ca.

repose largement sur les théories sur la famille élaborées aux États-Unis par Becker (1981). Cette théorie repose sur l'existence, dans le mariage, d'une division nette du travail entre les hommes et les femmes. Inspiré des théories sur le commerce international, Becker prétend que le mariage n'est attrayant que s'il est efficace, et postule qu'il est plus efficace lorsque les conjoints se spécialisent dans le travail domestique ou non domestique, produisant ainsi des « gains à échanger ». La perte de cette spécialisation, due, par exemple, au fait que les femmes sont actives sur le marché du travail, réduit nécessairement ces gains et, selon Becker, conduit les conjoints à retarder ou à refuser le mariage, à divorcer davantage ou à substituer au mariage une forme d'union moins contraignante, comme l'union libre. Bien que séduisante, cette théorie a été largement critiquée par plusieurs démographes de la famille (Oppenheimer, 1994; Blossfeld, 1995; Goldscheider et Waite, 1991).

Alors que plusieurs études empiriques semblent infirmer cette théorie (Blossfeld et Huinink, 1991; Santow et Bracher, 1997; Hoem, 1995), une étude récente sur les mariages en Italie la corrobore en ce qui a trait à la formation des mariages (Pinnelli et De Rose, 1995). En outre, une étude pénétrante sur la hausse de la divortialité aux États-Unis au cours du dernier siècle laisse croire qu'il existe un lien étroit entre cette hausse et la participation grandissante des femmes au marché du travail (Ruggles, 1997). Quoi qu'il en soit, pour plusieurs, l'entrée massive des femmes sur le marché du travail et la baisse des indices de nuptialité démontrent l'évidence de la théorie de l'indépendance. Toutes ces études ont toutefois le désavantage de ne porter que sur les mariages, à un moment où la prévalence de la cohabitation hors mariage augmente rapidement. On peut penser, par exemple, que ce qui incite les conjoints à refuser le mariage pourrait les amener à opter pour l'union libre. Cette forme d'union, moins formelle et, dans les faits, moins durable, pourrait offrir une plus grande flexibilité en laissant aux conjoints la possibilité d'adopter de nouveaux rôles conjugaux.

Par ailleurs, on peut se demander si ces profondes modifications dans les comportements conjugaux se sont accompagnées d'une évolution de l'influence des facteurs démographiques et socioéconomiques sur ces comportements. On peut imaginer que les relations mises de l'avant par Becker s'appliquent mieux aux cohortes plus anciennes, mais moins bien aux cohortes plus récentes, donc que les caractéristiques socioéconomiques n'ont pas eu le même effet pour chaque groupe de générations.

À partir des données de l'Enquête sociale générale (ESG) de 1995, la présente étude offre une réponse à certaines de ces questions, en ce qui concerne le début de la vie conjugale des Québécoises. La première union a une signification particulière dans le cycle de vie d'une personne; elle se produit souvent en même temps que la fin des études, l'entrée dans la vie active et le départ du foyer familial. En outre, il est préférable de l'analyser séparément, puisque les caractéristiques associées à la première union paraissent fort différentes de celles qui mènent à la formation des unions ultérieures (l'étude de l'histoire conjugale est, en particulier, nécessaire à l'analyse des unions ultérieures).

L'étude qui suit présente d'abord une analyse de l'importance relative de l'union libre au Québec. Une analyse multivariée fournit ensuite une mesure de l'influence de caractéristiques démographiques et socioéconomiques sur le risque qu'ont les Québécoises de former une union libre ou de contracter un mariage lorsqu'elles entament leur vie de couple. Nous utilisons le niveau de scolarité et l'activité pour évaluer empiriquement la « théorie de l'indépendance ». Nous mesurons également l'effet de caractéristiques telles que la génération, la présence d'un enfant, le lieu de naissance, la langue maternelle et la pratique religieuse. En outre, l'analyse prend en considération une mesure de la stabilité de la famille d'origine. Cette variable permet d'évaluer l'influence des antécédents familiaux des femmes (de leur enfance et de leur adolescence) sur le genre d'union qu'elles privilégient. Finalement, de façon à suivre l'évolution de l'effet des caractéristiques liées à la « théorie de l'indépendance », nous mesurons, d'une part, l'effet combiné du groupe de générations et du niveau de scolarité et, d'autre part, l'effet combiné du groupe de générations et de l'activité.

LA PROPAGATION D'UNE NOUVELLE FORME DE VIE DE COUPLE

Plusieurs études mettent en évidence la plus grande incidence de l'union libre et son évolution plus rapide au Québec que dans les autres provinces canadiennes (Turcotte, 1988; Belliveau et al., 1994). D'autres travaux ont permis de conclure que, exception faite du Québec (qui se singularise de plus en plus), les différences régionales quant à l'importance prise par l'union libre s'amenuisent avec le temps (Nault et Bélanger, 1996; Dumas et Bélanger, 1997).

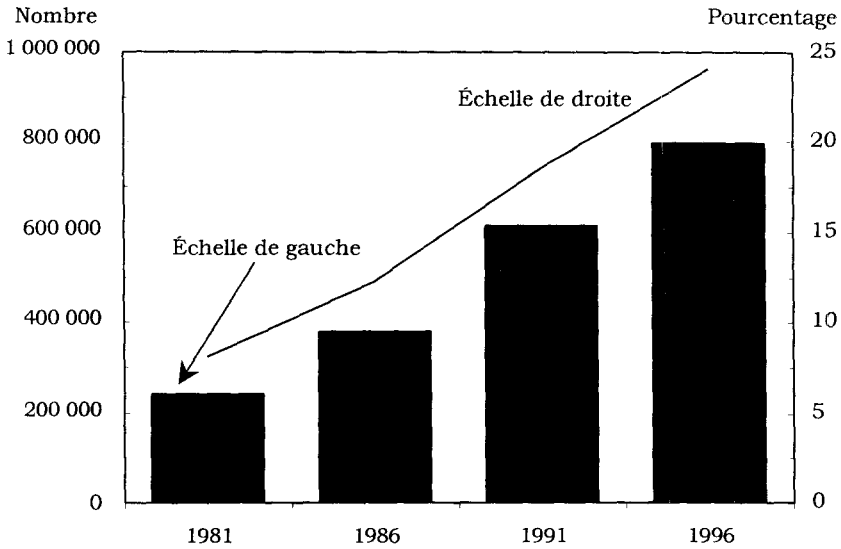
Les données du Recensement de 1996 montrent que l'écart entre le Québec et les autres provinces à cet égard se maintient. L'union libre demeure plus répandue au Québec qu'ailleurs au Canada : cette province compte 44 % des unions libres alors qu'elle représente environ le quart de la population. Au milieu des années 1990, un couple québécois sur 4 vivait en union libre, comparativement à un couple sur 10 ailleurs au Canada (tableau 1). Le rythme d'accroissement de la population vivant en union libre est demeuré plus élevé au Québec que dans les autres provinces canadiennes sur l'ensemble de la période 1981-1996, même si ces dernières présentent depuis 1991 des taux d'accroissement qui se rapprochent davantage de ceux observés au Québec. Depuis le début des années 1980, le nombre de personnes vivant en union libre a plus que triplé au Québec : on en comptait environ 800 000 en 1996, soit le quart des couples québécois, comparativement à 242 000 en 1981, c'est-à-dire un couple sur 12 (figure 1).

La vie en couple hors mariage est plus fréquente chez les jeunes, et ce, depuis que les recensements permettent de la mesurer. Près du tiers (31 %) des Québécois âgés de 25 à 29 ans vivaient en union libre au moment du Recensement de 1996, alors que cette proportion se situe aux alentours de 7 % chez les 55 à 59 ans (figure 2). Cette diminution résulte en partie de ruptures ou de la transformation des unions en mariage, mais

TABLEAU 1 — Nombre de personnes vivant en union libre et proportion des couples vivant en union libre, Canada, Québec et autres provinces, 1981 à 1996

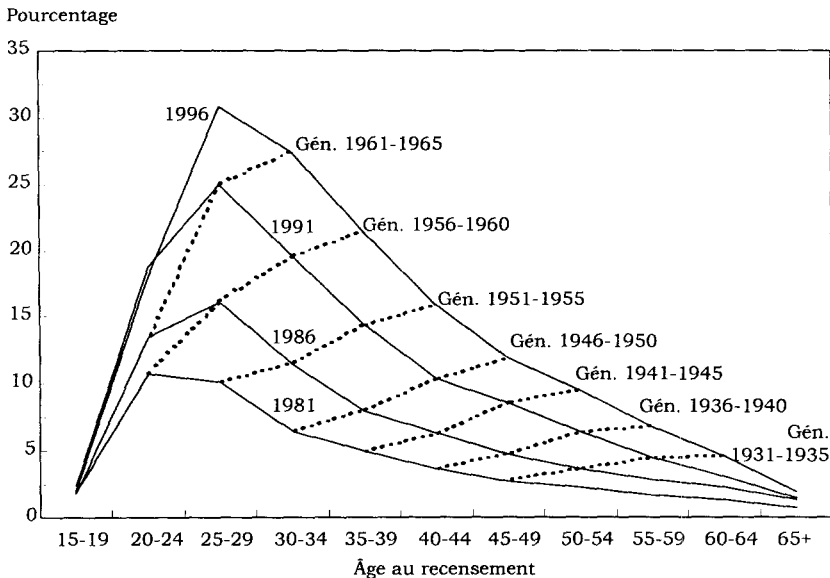
Année	Canada	Québec	Autres provinces
Nombre de personnes			
1981	713 215	241 775	471 440
1986	973 880	377 325	596 555
1991	1 451 905	613 815	838 090
1996	1 828 770	798 785	1 029 985
Proportion de couples (%)			
1981	6,2	8,1	5,6
1986	8,1	12,3	6,6
1991	11,0	18,6	8,5
1996	13,5	24,1	10,0

Sources : Statistique Canada, recensements du Canada de 1981, 1986, 1991 et 1996.



Sources : Recensements du Canada, 1981, 1986, 1991 et 1996.

FIGURE 1 — Nombre de personnes vivant en union libre et pourcentage des couples en union libre, Québec, 1981-1996



Sources : Recensements du Canada, 1981, 1986, 1991 et 1996.

FIGURE 2 — Proportion de personnes vivant en union libre selon le groupe d'âge, Québec, 1981-1996

surtout du fait qu'une bonne partie des personnes plus âgées ont contracté le mariage dans lequel elles vivent avant que l'union libre puisse être envisagée comme une solution de rechange. La forte croissance de l'union libre d'une période à la suivante résulte donc, en grande partie, d'un effet de génération, les membres de chaque génération optant plus facilement pour l'union libre que leurs aînés.

À cet effet de génération s'ajoute un effet de période. D'un recensement à l'autre, au même âge, on vit davantage en union libre que dans le groupe précédent, et la propension à vivre en union libre augmente au sein de chaque groupe de générations (lignes pointillées). À titre d'exemple, si on suit la cohorte des Québécois nés entre 1951 et 1955, on voit qu'à mesure que le temps passe, bien que les individus vieillissent, la proportion de personnes en union libre au sein de cette cohorte augmente constamment. De 10 % chez les personnes âgées de 25 à 29 ans au Recensement de 1981, elle passe en effet à 11 % chez les 30 à 34 ans du Recensement de 1986, puis à 14 % chez les 35 à 39 ans du Recensement de 1991 et enfin à 16 % chez les 40 à 44 ans du dernier recensement. En 15 ans, la prévalence de l'union libre est passée de 10 % à 16 % au sein de ce groupe de générations, malgré qu'il soit passé du groupe d'âge 25 à 29 ans (où pour une année donnée la prévalence du phénomène est la plus forte) à celui des 40 à 44 ans.

Le recensement permet de mesurer la prévalence de l'union libre à un moment précis dans le temps, et la juxtaposition de plusieurs recensements permet d'en suivre l'évolution dans les générations. Cependant, parce qu'elle est basée sur les effectifs plutôt que sur les transitions entre états conjugaux, la prévalence demeure une piètre mesure pour illustrer la vitesse des changements. Les histoires conjugales recueillies à l'ESG de 1995 rendent possibles d'autres mesures qui mettent mieux en lumière la vitesse de propagation de l'union libre et son adoption par la société québécoise. Ces mesures sont le nombre et la proportion de personnes ayant vécu en union libre, la proportion d'unions libres parmi les premières unions, et le pourcentage des mariages précédés d'une union libre. Parmi celles-ci, la proportion d'unions libres parmi les premières unions est particulièrement bien adaptée à notre propos.

Selon les histoires conjugales recueillies lors de l'ESG de 1995, le nombre de personnes formant une première union par période quinquennale est relativement stable au Québec depuis 1970. La forme que prend cette union, par contre, a changé du

TABLERAU 2 — Nombre (en milliers) de personnes formant un couple pour la première fois et proportion d'unions libres parmi l'ensemble des premières unions, par période de formation de l'union, Québec, 1995

Période	Union libre	Mariage	Total	Pourcentage d'unions libres
< 1970	64	1 725	1 789	3,6 ^a
1970-1974	120	441	561	21,4
1975-1979	301	335	636	47,3
1980-1984	318	183	501	63,5
1985-1989	446	190	636	70,1
1990-1994	416	104	520	80,0
Total	1 665	2 978	4 643	35,9

Source : Statistique Canada, Enquête sociale générale de 1995.

a. Estimation à interpréter avec prudence.

tout au tout. Le nombre de premières unions libres augmente à la même vitesse que chute le nombre de premières unions par mariage. Il s'ensuit une hausse très rapide de la proportion d'unions libres parmi les premières unions. Alors que, au début des années 1970, on comptait 4 premiers mariages pour chaque première union libre, au cours de la dernière période quinquennale on comptait 4 premières unions libres pour chaque premier mariage (tableau 2). En fait, l'union libre est le premier choix d'une majorité de jeunes Québécois depuis le début des années 1980. Bref, l'union libre demeure en pleine progression au Québec et constitue la norme en matière de première union. Elle représente un important facteur de diversification des comportements familiaux; il paraît donc important de mieux connaître les caractéristiques des personnes qui privilégient cette forme d'union.

SOURCES DES DONNÉES

Dans le but d'assurer une meilleure comparabilité, la section qui présente l'évolution du nombre d'unions libres entre 1981 et 1996 est basée sur des données tirées des recensements ¹. Cette

¹ Les estimations du nombre d'unions libres basées sur l'ESG sont légèrement supérieures à celles qui reposent sur le Recensement de 1996. Il y a certes de légères différences de concepts entre le recensement et l'enquête, mais la plus grande partie de l'écart résulte du fait que, contrairement aux données du recensement, les résultats de l'enquête sont pondérés au moyen des estimations de la population corrigées en fonction du sous-dénombrement net.

section exceptée, la majorité des données apparaissant dans la présente étude proviennent de l'ESG de 1995. Cette enquête reprend la thématique principale sur la famille, couverte pour la première fois dans l'ESG de 1990. La population couverte par l'ESG comprend les Canadiens et Canadiennes de 15 ans et plus vivant dans les ménages privés des 10 provinces. L'ESG de 1995 a recueilli des renseignements auprès de 10 749 répondants. Un échantillon supplémentaire de quelque 1250 répondants a été ajouté à l'échantillon régulier du Québec, permettant ainsi d'améliorer les estimations pour cette province. Les renseignements ont été recueillis par téléphone à l'aide d'un système d'interviews assistées par ordinateur.

L'histoire conjugale des Canadiens était un des thèmes principaux de l'ESG de 1995. Les renseignements recueillis permettent de recréer l'essentiel des épisodes de vie conjugale des répondants, tant les mariages que les unions libres. On dispose, entre autres, de la date (mois et année) du début et de la fin de chacune des unions. Les renseignements ont d'abord été recueillis pour l'union en cours au moment de l'enquête; les répondants ont par la suite été appelés à fournir des renseignements sur les autres unions, jusqu'à un maximum de 14 unions : le mariage courant et jusqu'à quatre mariages antérieurs, ainsi que les unions libres ayant éventuellement précédé chacun de ces mariages, pour un total de 10 unions, et jusqu'à 4 unions libres n'ayant pas mené à un mariage avec le même partenaire. Pour les mariages, la recension s'est faite du premier au plus récent. En ce qui a trait aux unions libres, pour permettre aux répondants de mieux situer les événements et minimiser ainsi les erreurs de réponses, les renseignements sur les unions ayant mené à un mariage ont été recueillis dans la même section du questionnaire que ceux sur les mariages. Les unions libres n'ayant pas mené à un mariage ont pour leur part été recensées à la section suivante du questionnaire. La présente analyse porte sur la toute première union, légale ou non. Ainsi, si le début de l'histoire conjugale se fait dans le cadre d'une union libre, cette dernière est considérée comme étant la première union, même si elle est suivie d'un mariage avec le même partenaire.

L'ESG a permis d'identifier 1498 premières unions chez les Québécoises, dont 973 mariages et 525 unions libres. Or, dans quelque 250 cas, la date du début de la vie conjugale n'a pas été indiquée. Les unions dont seul le mois du début de l'union était manquant (202 cas) ont été conservées après imputation, mais celles dont l'année du début était inconnue ont été retranchées.

De plus, certaines personnes ont également été retirées de l'analyse faute d'avoir répondu à certaines des questions qui ont servi à la construction de l'une ou l'autre des variables indépendantes des modèles multivariés. Au total, 1310 premières unions ont été incluses dans l'analyse des transitions, dont 824 mariages et 486 unions libres.

MÉTHODOLOGIE

La présente étude s'appuie largement sur les techniques d'analyse des transitions (Allison, 1995). Le modèle semi-paramétrique de Cox (1972) est utilisé pour mesurer l'effet de facteurs démographiques, culturels et socioéconomiques sur le risque des Québécoises de vivre une première union qui soit une union libre ou un mariage. Le modèle est généralement défini comme suit :

$$h(t) = h_0(t) e^x$$

où $h_0(t)$ représente la fonction de transition de base (non spécifiée), et e^x le vecteur exponentiel des variables explicatives.

Le modèle de Cox est largement utilisé en recherche sociale et se prête bien à l'analyse des premières unions. Contrairement aux modèles paramétriques, il ne contraint pas à spécifier la fonction de transition, soit à définir le lien entre le taux de transition et la durée d'exposition au risque (lien souvent difficile à spécifier de prime abord). Par contre, il implique que la durée d'exposition a le même effet sur chaque personne (hypothèse de proportionnalité), c'est-à-dire que la probabilité de vivre l'événement étudié varie dans le temps de la même façon pour chacune d'entre elles. Seul le taux de transition de base varie d'une personne à l'autre en fonction de ses caractéristiques propres. En outre, il a l'avantage de permettre la modélisation de variables ayant des valeurs qui se modifient dans le temps ².

Des modèles séparés ont été construits pour les premiers mariages et les premières unions libres. Il s'agit de modèles à risques concurrents, les personnes étant exclues de la population exposée aux risques au moment où elles vivent un événement perturbateur (un mariage dans le cas du modèle sur l'union libre, et vice versa). Cela suppose que des processus distincts et parallèles influencent l'arrivée et le calendrier des deux événements,

² Pour une description exhaustive de l'analyse des transitions, voir notamment Allison, 1984; Laplante, 1995; Luke, 1993; Heaton et Call, 1995; Blossfeld et al., 1989.

c'est-à-dire que chacun d'entre eux a sa propre fonction de transition (Allison, 1995).

Dans cette étude, le risque de vivre une première union libre ou un premier mariage a été mesuré à chaque dixième d'année. Comme la plupart des premières unions sont formées après 15 ans mais avant l'âge de 35 ans, l'analyse se limite à cette tranche du cycle de vie. Une étude antérieure a établi que l'effet des différentes caractéristiques démographiques et socioéconomiques sur le risque de former une première union libre ou un premier mariage ne différait pas sensiblement entre les hommes et les femmes (Turcotte et Bélanger, 1997). Par souci de concision, les résultats présentés ici ne portent que sur les femmes.

Les coefficients présentés dans les tableaux 3, 4 et 5 sont des rapports de risque. Chaque caractéristique étudiée dans les modèles comprend une catégorie de référence (placée entre parenthèses); par définition, le risque de cette catégorie est égal à 1. Les rapports de risque des autres catégories d'une caractéristique sont calculés et interprétés en fonction de la catégorie de référence. Ainsi, un rapport supérieur à 1 indique que les risques de former une première union libre sont plus élevés pour la catégorie étudiée que pour la catégorie de référence; à l'inverse, un rapport inférieur à 1 indique que les risques sont plus faibles.

HYPOTHÈSES ET REVUE DE LA LITTÉRATURE

L'analyse des transitions appliquée à la formation de la première union a pour objectif d'estimer l'effet de chaque variable indépendante sur les risques de former une union libre ou un mariage, tout en neutralisant l'effet des autres variables incluses dans le modèle. On peut regrouper en trois catégories les variables indépendantes du modèle d'analyse proposé. Outre l'effet de variables démographiques mesurées par le groupe de générations, la stabilité de la famille d'origine et la naissance d'un enfant, le modèle mesure l'effet de variables culturelles (langue maternelle, pratique religieuse et lieu de naissance) et de variables socioéconomiques (activité et niveau de scolarité atteint).

Comme l'union libre est un phénomène relativement nouveau au Canada, les personnes de plusieurs générations ne disposaient pas de solution de rechange au mariage à l'époque où elles atteignaient l'âge de former leur première union. On s'attend donc à ce que le risque de former une première union libre augmente des générations plus anciennes aux générations plus récentes et que

le risque de commencer la vie conjugale par un mariage diminue (Desrosiers et Le Bourdais, 1993; Burch et Madan, 1986).

L'histoire familiale des individus peut avoir une influence sur leur comportement conjugal ultérieur. Certaines études américaines ont démontré que les jeunes ayant vécu la rupture de l'union de leurs parents sont plus susceptibles d'opter pour l'union libre comme première forme d'union (Furstenberg et Teitler, 1994; Thornton, 1991; Bumpass et al., 1989). En outre, le départ du foyer familial est généralement plus rapide et mène plus souvent à la création d'une forme de famille non traditionnelle chez ces jeunes (Goldscheider et Goldscheider, 1994; Lapierre-Adamcyk et al., 1995). Par ailleurs, on peut supposer que le genre de structure familiale non traditionnelle dans laquelle les répondantes ont vécu étant jeunes peut également avoir un impact sur leur comportement conjugal ultérieur. La présente étude distingue, parmi les femmes qui ont connu la rupture de l'union de leurs parents avant l'âge de 15 ans, celles qui ont vécu en famille monoparentale de celles qui ont vécu en famille recomposée³. Le risque de vivre une première union des unes et des autres est comparé au risque de celles qui ont uniquement vécu dans une famille biparentale intacte.

Certaines caractéristiques culturelles sont aussi associées aux risques de former une première union. Dans la présente étude, nous mesurons l'effet de trois caractéristiques : la langue maternelle, la pratique religieuse et le lieu de naissance. La prévalence plus élevée de l'union libre comme forme de vie conjugale au Québec que dans les autres provinces canadiennes est davantage liée à des traits culturels qu'au simple fait de vivre dans cette province (Turcotte et Bélanger, 1997), mais la population de la province n'est pas homogène. La langue maternelle permet d'isoler le comportement des personnes de langue maternelle française⁴ et de comparer leur risque d'opter pour l'union libre ou le mariage comme première forme d'union à celui des personnes des autres groupes linguistiques. Par ailleurs, la pratique religieuse fournit une meilleure indication des croyances des individus et paraît plus susceptible d'influencer les comportements que la simple

³ Comme la plupart des femmes qui ont vécu en famille recomposée avant l'âge de 15 ans sont préalablement passées par un épisode de monoparentalité, celles qui ont connu les deux structures familiales sont classées dans la catégorie « famille recomposée ».

⁴ Les personnes de langue maternelle française comprennent les personnes qui ont indiqué uniquement le français comme première langue apprise durant l'enfance.

appartenance religieuse. Le fait, par exemple, que la grande majorité des Québécoises francophones appartiennent par leur baptême à la religion catholique ne garantit pas qu'elles obéissent toutes de la même manière aux préceptes de l'Église. La pratique religieuse est mesurée en fonction du nombre de fois qu'une personne assiste aux offices religieux (autres que les mariages, les baptêmes et les funérailles). On s'attend ici à ce que les gens qui ne vont jamais à l'église aient des risques plus grands de former une union libre que ceux qui s'y rendent quelques fois par mois ou par année, ou au moins une fois par semaine. Par ailleurs, le lieu de naissance permettra de déterminer si les Canadiens de naissance ont plus tendance à former une union libre que les personnes nées à l'extérieur du Canada.

Au cours des 30 dernières années, de profondes modifications sont survenues dans les relations hommes-femmes et dans les rôles familiaux et conjugaux. L'instabilité grandissante des unions, l'accroissement du nombre de naissances hors mariage et l'entrée massive des femmes sur le marché du travail sont tous des facteurs qui ont contribué à modifier le rôle des femmes, tant dans la famille qu'à l'extérieur de celle-ci. Les trois autres caractéristiques du modèle mesurent l'effet de ces changements sur le risque de commencer la vie conjugale par une union libre ou un mariage. Ce sont le niveau de scolarité, la présence d'un enfant avant le début de la vie conjugale et l'activité (travail et fréquentation scolaire). Les valeurs associées à ces caractéristiques peuvent varier dans le temps, c'est-à-dire qu'elles se modifient au moment même où un changement (le passage d'un niveau de scolarité à un autre, la naissance d'un enfant, le début et la fin d'un emploi, etc.) survient dans la vie des répondantes. Ainsi, l'effet de ce changement sur le risque de former une première union est uniquement mesuré à partir du moment où il modifie les caractéristiques des personnes.

Une étude récente basée sur l'ESG de 1995 a démontré qu'au Canada, la présence d'un enfant avant la première union augmente le risque de former une union, légale ou non (Turcotte et Bélanger, 1997). Par contre, une étude effectuée à l'aide des données de l'Enquête sur la famille de 1984 a montré que pour une mère célibataire ou vivant sans conjoint, la naissance d'un enfant constituait un frein important à la formation d'une union libre (Desrosiers et Le Bourdais, 1993); ces femmes formaient certes une union, mais optaient davantage pour le mariage. Aux États-Unis, une étude récente tend à montrer que l'arrivée d'un enfant augmente le risque de former une union libre, mais n'a pas

d'effet significatif sur la propension au mariage (Bennett et Bloom, 1995). Dans la présente étude, la variable mesurant l'influence de la naissance du premier enfant compte trois catégories : naissance avant l'union; conception avant l'union; sans enfants au début de l'union.

Le niveau de scolarité, souvent utilisé comme indicateur du statut socioéconomique, et l'activité sont utilisés pour tester la « théorie de l'indépendance » chez les femmes québécoises. La variable mesurant l'activité (le fait d'avoir ou non un travail rémunéré et de poursuivre ou non des études) a été construite à partir des renseignements sur la date du premier emploi de plus de six mois et sur les quatre premières interruptions de travail de six mois ou plus, ainsi que sur la fréquentation scolaire. Les répondantes étaient considérées comme ayant un travail rémunéré à partir du début du premier emploi, et la valeur varie ensuite au gré des interruptions de travail et des retours à l'emploi. La fréquentation scolaire a été mesurée à l'aide des renseignements sur la date de fin des études.

L'ESG ne fournit malheureusement pas le cheminement scolaire complet des répondants. À partir du calcul de l'âge moyen à certaines grandes étapes du cheminement scolaire (obtention du diplôme d'études secondaires et début des études universitaires) et en tenant compte des différences provinciales dans les programmes scolaires, des « cheminements types » ont été créés de façon à estimer le moment où, en moyenne, ces grandes étapes sont franchies⁵. Trois catégories sont distinguées : études primaires ou études secondaires partielles; diplôme d'études secondaires, diplôme d'études collégiales ou études collégiales partielles; diplôme d'études universitaires ou études universitaires partielles. Le diplôme d'études secondaires s'obtient en moyenne à 17,1 ans au Québec. L'âge moyen d'entrée à l'université est fixé à 19,4 ans. La catégorie de cette caractéristique variant dans le temps sera assignée et modifiée en fonction de ces cheminements types et du plus haut niveau de scolarité déclaré lors de l'enquête. Ainsi, le niveau de scolarité correspondra à la catégorie « études primaires ou études secondaires partielles » jusqu'à 17,1 ans pour toutes les répondantes. À partir de cet âge, pour les répondantes ayant obtenu leur diplôme, le niveau de scolarité deviendra «diplôme d'études secondaires, diplôme d'études collégiales ou études collégiales partielles ». De la même façon, il correspondra à la catégorie

⁵ La construction de la variable mesurant le niveau de scolarité a été rendue possible par la collaboration et les travaux de Céline Le Bourdais, de l'INRS-Urbanisation, et de Paul-Marie Huot, de l'Université de Montréal.

« diplôme d'études universitaires ou études universitaires partielles » à partir de 19,4 ans pour les femmes ayant poursuivi leurs études jusque-là.

Comme on peut le constater, les variables analysées dans les modèles reflètent autant que possible la situation des répondantes au moment où elles étaient exposées aux risques de vivre une première union libre. Faute de meilleurs renseignements, la pratique religieuse est toutefois celle de l'année précédant l'enquête.

RÉSULTATS

Le tableau 3 présente les résultats du modèle de base de l'analyse de la formation de la première union sous la forme de rapports de risque. Comme on pouvait s'y attendre, les femmes des générations récentes optent plus pour l'union libre et moins pour le mariage que les femmes des générations précédentes, et ce, même compte tenu des autres variables du modèle. La comparaison de l'évolution des rapports de risque d'un groupe de générations au suivant permet de constater que, dans un premier temps, le risque de former une première union libre a fortement augmenté ($0,60/0,07 = 8,57$), alors que celui de se marier a diminué beaucoup plus faiblement ($1,95/2,44 = 0,80$). Le premier de ces rapports est amplifié par le fait que la formation d'une union libre était très rare pour les générations les plus anciennes. Par la suite, on observe une augmentation constante de la popularité de l'union libre, qui se produit très nettement au détriment du mariage. Par rapport aux femmes nées 10 ans plus tôt, les femmes nées entre 1961 et 1970 présentent un risque de former une première union libre de 67 % supérieur ($1,00/0,60 = 1,67$) et un risque deux fois moindre ($1,00/1,95 = 0,51$) de former une première union par mariage. Entre les deux groupes de générations les plus récentes, le risque de former une première union par mariage a poursuivi sa forte chute alors que le risque de former une première union libre n'a que légèrement augmenté. Le mariage est de plus en plus délaissé comme première forme d'union, mais les gains de l'union libre sont relativement moins importants qu'entre les deux groupes de générations précédentes.

La stabilité de l'union des parents exerce une grande influence sur le genre de première union que vivront leurs filles plus tard. Comparées à celles qui à 15 ans vivaient toujours avec leurs deux parents, celles qui ont vécu un épisode en famille monoparentale

TABLEAU 3 — Influence de certaines caractéristiques démographiques et sociodémographiques sur les risques de formation des premières unions libres et des premiers mariages chez les femmes, Québec, 1995^a (N = 1 588)

Caractéristiques		Rapport de risque	
		Union libre	Mariage
Groupe de générations	— Avant 1951	0,07***	2,44***
	— Entre 1951 et 1960	0,60***	1,95***
	— Entre 1961 et 1970	1,00	1,00
	— Entre 1971 et 1980	1,15*	0,44*
Stabilité de la famille d'origine	— Famille biparentale intacte	1,00	1,00
	— A vécu en famille recomposée	2,49***	0,80
	— A vécu en famille monoparentale	1,49***	0,66**
	— Autres structures parentales	4,05***	0,96
Naissance du premier enfant	— Naissance avant l'union	1,27*	1,70***
	— Conception avant l'union	4,81***	8,56***
	— Sans enfant au début de l'union	1,00	1,00
Langue maternelle	— Français	1,00	1,00
	— Autres langues	0,55***	1,24
Pratique religieuse	— Ne va jamais à l'église	1,34***	0,79**
	— Va à l'église quelques fois par mois ou par année	1,00	1,00
	— Va à l'église au moins une fois par semaine	0,64***	0,85*
Lieu de naissance	— Canada	1,00	1,00
	— Pays étranger	0,55**	1,15
Activité	— Études seulement	0,62**	0,34***
	— Emploi rémunéré et études	1,00	0,31***
	— Emploi rémunéré seulement	1,47**	0,54***
	— Ni l'un, ni l'autre	1,00	1,00
Niveau de scolarité	— Études primaires ou études secondaires partielles	0,85	0,85
	— Diplôme d'études secondaires, diplôme d'études collégiales ou études collégiales partielles	1,00	1,00
	— Diplôme d'études universitaires ou études universitaires partielles	1,38*	0,90
Log-Likelihood	— Union libre, sans caractéristiques : 6 450,7	5 797,9	
	— Mariage, sans caractéristiques : 10 723,1	10 234,0	

Source : Statistique Canada, Enquête sociale générale 1995.

a. Les coefficients présentés dans le tableau représentent $\exp(\beta)$ dans l'équation de régression du modèle de Cox. * Significatif au seuil de 0,10. ** Significatif au seuil de 0,05. *** Significatif au seuil de 0,01.

présentent un risque de former une première union libre de 50 % supérieur (1,49). Ce rapport de risque augmente à 2,49 chez celles qui ont vécu un épisode en famille recomposée. L'histoire conjugale des parents a moins d'influence sur le risque de former une première union par mariage. Si, comparativement au groupe de référence, les rapports de risque sont inférieurs à l'unité pour les trois catégories de la variable (ce qui dénote une réduction du risque de contracter un mariage à la première union), seul le risque de celles qui ont vécu un épisode en famille monoparentale se démarque statistiquement du risque des femmes du groupe de référence. Ainsi, la rupture du mariage des parents a une importante influence sur la propension de leurs filles à opter pour une autre forme de première union. Ces résultats concordent avec ceux des études américaines déjà citées (Furstenberg et Teitler, 1994; Thornton, 1991; Bumpass et al., 1989).

La naissance d'un enfant avant la première union augmente de 27 % le risque de vivre une première union libre et de 70 % celui de former une première union par mariage. Souvent, l'union sera formée avant la naissance de l'enfant déjà conçu, comme le montrent les rapports de risque très élevés de l'autre modalité de cette variable : comparées aux femmes sans enfants, les femmes qui sont enceintes de leur premier enfant présentent un risque de former une union libre presque cinq fois plus élevé (4,81), et leur risque de se marier est multiplié par 8,56. Ces résultats diffèrent de ceux qui ont été obtenus à partir de l'Enquête sur la famille de 1984 (Desrosiers et Le Bourdais, 1993), la naissance du premier enfant faisant alors baisser les risques de cohabitation hors mariage. L'analyse faite à partir de l'enquête de 1984 faisait apparaître que, à l'époque, les femmes célibataires donnant naissance à un enfant étaient beaucoup plus enclines à légitimer cette naissance par un mariage. D'autres études ont démontré que la très grande majorité des mères célibataires finissaient par se marier, souvent dans les premières années suivant la naissance de l'enfant. Les résultats de 1995 semblent toutefois indiquer que cette légitimation se fait maintenant très souvent par une union libre. Aux États-Unis, une étude récente a démontré qu'une naissance avant la première union fait diminuer les risques de former un premier mariage, mais tend à faire augmenter les risques de former une première union libre (Bennett et al., 1995).

Les francophones présentent des rapports de risque de former une première union libre près de deux fois plus grands que les non-francophones, mais on dénote peu de différences entre les deux groupes en ce qui concerne les rapports de risque de former

une première union par mariage. Le développement plus rapide de l'union libre au Québec que dans le reste du Canada paraît donc en partie attribuable au fait que le phénomène est plus répandu dans la population de langue maternelle française. Par ailleurs, d'autres études ont montré que le comportement des femmes de langue maternelle française des autres provinces se rapproche plus de celui des Québécoises de langue maternelle française que de celui des autres groupes linguistiques, alors que les comportements des femmes de langues maternelles autres du Québec et des autres provinces se ressemblent (Dumas et Bélanger, 1997; Turcotte et Bélanger, 1997). Cela indique que l'union libre est plus populaire chez les francophones partout au pays, ce qui met en relief l'importance des facteurs culturels pour expliquer la prévalence plus grande de celle-ci au Québec.

Comme la langue maternelle, la pratique religieuse a plus d'effet sur le risque de former une première union libre que sur celui de former une première union par mariage. Les femmes qui ne vont jamais à l'église sont plus susceptibles de vivre une première union libre (risque 34 % supérieur) que les personnes qui assistent de temps en temps à des offices religieux. Par contre, la probabilité des premières de former un mariage à leur première union est de 20% inférieure à celles du groupe de référence. De même, le fait d'aller à l'église au moins une fois par semaine réduit significativement le risque de former une union libre, mais n'a pas d'effet significatif sur le risque de contracter un mariage comme première union. Enfin, toutes choses étant égales par ailleurs, les Canadiennes de naissance sont à peu près deux fois plus susceptibles d'opter pour l'union libre comme première forme de vie conjugale que celles qui ont immigré au pays. Par contre, le pays de naissance n'affecte pas de façon significative le risque de former une première union par mariage.

Le niveau de scolarité atteint a peu d'effet sur le risque de former une première union, libre ou légale. Les femmes qui ont fait des études primaires ou des études secondaires partielles, de même que celles qui ont obtenu un diplôme d'études universitaires ou ont fait des études universitaires partielles, avaient sensiblement les mêmes risques que celles de la catégorie de référence, soit les femmes ayant obtenu un diplôme d'études secondaires. L'approche retenue (les cheminements types) a des limites : par exemple, elle ne prend pas en considération le fait que certaines personnes interrompent temporairement leurs études pour se consacrer à d'autres activités. Il serait évidemment préférable de disposer du cheminement scolaire complet des répondantes.

Par contre, la fréquentation scolaire contribue à faire baisser à la fois les risques de former une première union libre et ceux de former un premier mariage. Comparativement à celui des femmes qui ne sont ni aux études ni sur le marché du travail, le risque de former une union libre chez celles qui étudient est réduit du tiers et celui de se marier réduit des deux tiers. On a observé des résultats semblables aux États-Unis et en Europe (Blossfeld, 1995). Le fait d'avoir un travail rémunéré (à l'exclusion des emplois d'été) augmente les risques de former une union libre de près de 50 %, mais réduit ceux de former une première union par mariage dans des proportions similaires. Ce résultat apporte un appui empirique à la théorie de l'indépendance. On peut supposer que le revenu obtenu du travail procure une certaine indépendance financière permettant d'envisager plus facilement un type d'union moins contraignant et moins restrictif. L'absence de relation statistiquement significative entre les risques de former une union libre et le niveau de scolarité pourrait être dû, soit à une trop forte corrélation avec la variable mesurant l'activité, soit à d'autres facteurs intermédiaires non mesurés, tels que l'importance différentielle accordée à l'union légale selon le statut socio-professionnel.

L'ÉVOLUTION DANS LES GÉNÉRATIONS DE L'EFFET DU NIVEAU DE SCOLARITÉ ET DE L'ACTIVITÉ

On a déjà noté les profondes modifications dans les comportements conjugaux au cours des 30 dernières années. Si les comportements se sont profondément modifiés, on peut présumer que l'effet des facteurs démographiques et socioéconomiques sur le risque de vivre une première union a aussi évolué. Il est par exemple possible que les résultats soutenant la théorie de Becker proviennent en partie du fait que l'effet des facteurs évolue aussi rapidement que les comportements conjugaux. On peut imaginer que les relations mises de l'avant par Becker s'appliquent mieux aux cohortes les plus anciennes, mais moins bien aux cohortes plus récentes, davantage engagées dans la révolution des comportements conjugaux. Pour vérifier cette hypothèse, nous avons introduit dans le modèle une variable d'interaction qui tient compte de l'effet combiné du groupe de générations et du niveau de scolarité. L'évolution de l'influence de l'activité a aussi été mesurée à l'aide d'une variable combinant le groupe de générations et l'activité.

Le tableau 4 présente l'effet du niveau de scolarité sur le risque de vivre une première union pour chacun des quatre

TABLEAU 4 — Effet du niveau de scolarité sur les risques de formation des premières unions libres et des premiers mariages, selon le groupe de générations, Québec, sexe féminin, 1995

Groupe de générations	Études primaires ou secondaires partielles	Diplôme d'études secondaires	Collège ou université
Union libre			
< 1951	0,44**	1,00	3,40**
1951-1960	0,78	1,00	1,53**
1961-1970	0,98	1,00	1,22
1971-1980	1,66*	1,00	0,80
Mariage			
< 1951	0,88	1,00	0,96
1951-1960	0,91	1,00	0,77
1961-1970	0,49***	1,00	0,91
1971-1980	2,40	1,00	—

Source : Statistique Canada, Enquête sociale générale de 1995.

* Significatif au seuil de 0,10. ** Significatif au seuil de 0,05. *** Significatif au seuil de 0,01.

groupes de générations. Il s'agit toujours de rapports de risque, mais qui rendent compte, cette fois, de l'effet du niveau de scolarité pour chacune des cohortes individuellement. Les résultats tendent à montrer qu'au sein des générations plus anciennes, les femmes plus scolarisées avaient plus tendance à cohabiter que les moins scolarisées, mais que la scolarité n'a jamais été un frein au mariage. Les femmes plus scolarisées des générations plus anciennes ont opté plus facilement pour l'union libre que les autres, alors que l'effet semble être inversé pour les générations les plus récentes.

De toute évidence, l'union libre a d'abord été plus populaire auprès des femmes plus scolarisées. Chez les femmes nées avant 1951, le risque des plus scolarisées de former une première union hors mariage est 3,4 fois plus élevé que celui des femmes détenant un diplôme d'études secondaires, alors que les femmes sans diplôme présentent un risque deux fois moindre (0,44) que ces dernières. Cette relation entre le niveau de scolarité et la formation d'une première union libre s'affaiblit pour le groupe de générations de femmes nées entre 1951 et 1960, mais demeure statistiquement significative. Elle disparaît cependant chez les femmes nées entre 1961 et 1970, dans la mesure où le rapport de risque des plus scolarisées (1,22) n'est pas statistiquement significatif.

Pour les générations de femmes nées entre 1971 et 1980, les résultats témoignent d'un renversement de cette relation, les moins scolarisées semblant plus susceptibles de former une première union libre. Au moment de l'enquête, en 1995, leur histoire conjugale était toutefois bien courte, et certaines d'entre elles n'avaient pas même encore atteint l'âge de l'obtention du diplôme d'études secondaires. Néanmoins, si l'union libre a d'abord été l'affaire des plus scolarisées, rien n'indique que cela demeure vrai pour celles qui sont nées après 1961.

Le niveau de scolarité n'a jamais contribué à diminuer le risque des Québécoises de former une première union par mariage; au contraire, l'obtention d'un diplôme d'études secondaires augmenterait même le risque de se marier chez les femmes nées entre 1961 et 1970 par rapport à celles qui n'ont pas de diplôme du secondaire. Cette constatation semble infirmer en partie la théorie de l'indépendance, en ce sens qu'une hausse du niveau de scolarité des femmes, même si elle améliore leur revenu potentiel sur le marché de l'emploi, ne se traduit pas par une plus grande indépendance vis-à-vis du mariage. Une analyse de l'évolution dans le temps pour chaque niveau de scolarité (données non présentées) montre, comme prévu, que les risques de former un premier mariage ont diminué au sein de tous les groupes de générations, mais qu'ils ont diminué plus rapidement chez les femmes moins scolarisées. En corollaire, les risques de former une première union libre ont augmenté d'une génération à l'autre, mais plus fortement chez les femmes les moins scolarisées.

Par ailleurs, l'évolution de l'effet de l'activité d'un groupe de générations à l'autre (tableau 5) apporte un éclairage nouveau aux résultats obtenus à partir du modèle de base. Après avoir noté au tableau 3 que le fait d'avoir un emploi rémunéré diminue le risque de former une première union par mariage, on constate que le risque ne diminue de façon significative que pour les Québécoises nées avant 1951, mais que l'effet semble s'inverser pour les femmes nées dans les décennies suivantes. Ainsi, les femmes nées avant 1951 et qui occupaient un emploi n'ont que 40 % du risque de celles des mêmes générations qui n'étaient ni aux études ni en emploi. Par contre, chez les femmes qui sont nées dans les années 1950 et 1960, les rapports de risque de celles qui travaillaient sont plus élevés, mais les différences ne sont pas statistiquement significatives.

Le fait d'occuper un emploi augmente le risque des Québécoises de commencer leur vie conjugale par une union libre, et ce, pour tous les groupes de générations étudiés. Les différences sont

TABLEAU 5 — Effet de l'activité sur les risques de formation des premières unions libres et des premiers mariages, selon le groupe de générations, Québec, sexe féminin, 1995

Groupe de générations	Études seulement	Études et emploi rémunéré	Emploi rémunéré seulement	Ni l'un, ni l'autre
Union libre				
< 1951	2,80	4,23	5,56*	1,00
1951-1960	0,88	1,21	1,75*	1,00
1961-1970	0,47**	0,75	1,15	1,00
1971-1980	0,44**	0,82	1,47	1,00
Mariage				
< 1951	0,39***	0,24***	0,40***	1,00
1951-1960	0,38***	0,70	1,35	1,00
1961-1970	0,48	0,99	1,37	1,00
1971-1980	0,07***	0,00	0,16	1,00

Source : Statistique Canada, Enquête sociale générale de 1995.

* Significatif au seuil de 0,10. ** Significatif au seuil de 0,05. *** Significatif au seuil de 0,01.

particulièrement importantes chez les femmes plus âgées, celles qui étaient occupées ayant un risque 5 fois plus élevé de former une union libre que celles qui n'étaient ni aux études ni en emploi. Les résultats présentés au tableau 5 tendent à confirmer la « théorie de l'indépendance », mais essentiellement pour les générations les plus anciennes. On peut penser que les femmes « inactives » nées avant 1951, qui avaient une plus grande propension au mariage, ont joué un rôle plus traditionnel au sein de la famille. Celles qui sont nées à la même période et qui occupaient un emploi recherchaient vraisemblablement un type d'union plus souple.

Finalement, la poursuite des études contribue à faire diminuer le risque de former une première union, légale ou non. Les étudiantes de toutes les générations avaient un risque deux fois moins élevé de se marier que les femmes « inactives »; des rapports de risque similaires sont observés chez les femmes nées après 1960 pour ce qui est de la propension à former une union libre.

CONCLUSION

En conclusion, l'analyse permet de distinguer deux grands types de caractéristiques : celles qui font varier les risques de formation d'une union (légale ou non), et celles qui influencent le choix d'un genre d'union au détriment de l'autre. Ainsi, le fait pour une femme d'avoir eu ou conçu un premier enfant avant le début du cycle de vie conjugale augmente à la fois le risque de former une première union libre et celui de vivre un premier mariage, alors que le fait d'être aux études les réduit. Par contre, les autres caractéristiques, telles que le groupe de générations et les caractéristiques culturelles, affectent le choix du genre d'union. On constate, par exemple, que les femmes des cohortes récentes, celles qui sont de langue maternelle française, celles qui ne vont jamais à l'église, celles qui ont vécu en famille monoparentale et celles qui ont un emploi rémunéré étaient plus susceptibles de former une première union libre et moins susceptibles de se marier.

L'analyse de l'évolution de l'effet du niveau de scolarité et de l'activité sur le risque de former une première union n'a pas permis de confirmer complètement la « théorie de l'indépendance ». Les femmes actives ont généralement plus tendance à former une union libre et présentent un risque moins grand de se marier, ce qui va dans le sens de la théorie, mais l'effet sur les premiers mariages ne s'applique qu'aux Québécoises nées avant 1951. En outre, une hausse du niveau de scolarité ne contribue pas à diminuer le risque de former un premier mariage pour toutes les générations de Québécoises. Par ailleurs, il est évident que l'union libre a d'abord été populaire auprès des Québécoises les plus scolarisées; le niveau de scolarité n'a toutefois plus d'effet significatif dans les générations récentes. Tout cela porte à croire que la scolarité et l'entrée massive des Québécoises sur le marché du travail ne font pas entrave à la formation de la première union, mais favorisent une plus grande liberté quant à la forme que celle-ci prendra. La redéfinition des rôles familiaux des hommes et des femmes suscitée par la participation des femmes au marché du travail se traduit par une plus grande accession à l'union libre.

La poursuite des études a toujours été un frein à la formation d'une union. Les Québécoises de toutes les générations avaient des risques plus faibles de former une première union lorsqu'elles étudiaient. Ces résultats, combinés à l'effet de plus en plus faible qu'exerce le niveau de scolarité, tendent à soutenir l'affirmation

que ce n'est pas tant le statut socioéconomique que le temps nécessaire pour y accéder qui influe sur la propension à former une union (Blossfeld, 1995).

Par ailleurs, l'analyse se limite au début de l'histoire conjugale des Québécoises. D'une part, il faudra analyser l'influence des différentes caractéristiques démographiques et socioéconomiques sur les risques des hommes de former une première union. D'autre part, il reste beaucoup à faire pour établir l'histoire conjugale complète des Québécois et pour distinguer le rôle précis qu'y joue l'union libre. Qu'arrive-t-il, par exemple, aux partenaires vivant en union libre qui se séparent de leur premier partenaire ? Font-ils suivre cette première relation d'une seconde union libre ? Ont-ils davantage tendance à légaliser leur seconde union libre ? Après un divorce, les partenaires hésitent-ils davantage à se remarier qu'à former une union libre ? L'ESG de 1995 renferme également des éléments de réponse à la question depuis longtemps débattue de la stabilité des mariages précédés d'une période de cohabitation avec le même conjoint.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALLISON, Paul D. 1995. *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*. Cary, North Carolina, SAS Institute Inc., 292 p.
- ALLISON, Paul D. 1984. *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*. Beverly Hills, Sage Series : Qualitative Applications in the Social Sciences, 87 p.
- BEAUJOT, Roderic. 1990. « The family and demographic change in Canada: Economic and cultural interpretations and solutions », *Journal of Comparative Family Studies*, 21, 1 : 25-38.
- BECKER. 1981. *A Treatise on the Family*. Cambridge, Harvard University Press, 285 p.
- BÉLANGER, A., et J. DUMAS. 1998. *Rapport sur l'état de la population du Canada, 1997*. Statistique Canada, no 91-209-XPF au catalogue, 193 p.
- BELLIVEAU, Jo-Anne, Jilian ODERKIRK et Cynthia SILVER. 1994. « Les unions libres. Le cas du Québec », *Tendances sociales canadiennes*, 33 : 8-12. Statistique Canada, publication no 11-008 au catalogue.
- BENNETT, Neil G., David E. BLOOM et Cynthia K. MILLER. 1995. « The influence of nonmarital childbearing on the formation of first marriages », *Demography*, 32, 1 : 47-62.
- BLOSSFELD, Hans Peter. 1995. *The New Role of Women. Family Formation in Modern Societies*. Boulder, Westview Press, Social Inequality Series, 266 p.

- BLOSSFELD, H. P., et J. HUININK. 1991. « Human capital investments or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation », *American Journal of Sociology*, 97, 1 : 143-168.
- BLOSSFELD, Hans Peter, Alfred HAMERLE et Karl Ulrich MAYER. 1989. *Event History Analysis. Statistical Theory and Application in the Social Sciences*. Hillsdale, Lawrence Erlbaum Associates, 297 p.
- BRACHER, Michael, et Gigi SANTOW. 1998. « Economic independence and union formation in Sweden », *Population Studies*, 52 : 275-294.
- BUMPASS, Larry L., James A. SWEET et Andrew CHERLIN. 1989. « The role of cohabitation in declining rates of marriage », *Journal of Marriage and the Family*, 53, 4 : 913-927.
- BURCH, Thomas, et Ashok K. MADAN. 1986. *Formation et rupture d'unions. Résultats de l'Enquête sur la famille de 1984*. Statistique Canada, publication no 99-963 au catalogue, 34 p.
- CHERLIN, Andrew J. 1996. *Public and Private Families: An Introduction*. New York, McGraw-Hill, 236 p.
- COX. 1972. « Regression models and life tables », *Journal of the Royal Statistical Society*, B34.
- DESROSIERS, Hélène, et Céline LE BOURDAIS. 1993. « Les unions libres chez les femmes canadiennes : étude des processus de formation et de dissolution », dans D. D. CORDELL, D. GAUVREAU, R. R. GERVAIS et C. LE BOURDAIS, éd. *Population, reproduction, sociétés. Perspectives et enjeux de démographie sociale*. Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal : 197-214.
- DUMAS, Jean, et Alain BÉLANGER. 1997. *Rapport sur l'état de la population du Canada 1996*. Statistique Canada, no 91-209-XPF au catalogue, 192 p.
- FURSTENBERG, Frank F., Jr., et Julien O. TEITLER. 1994. « Reconsidering the effects of marital disruption: What happens to children of divorce in early adulthood ? », *Journal of Family Issues*, 15 : 173-190.
- GOLDSCHIEDER, Frances, et Calvin GOLDSCHIEDER. 1994. « Composition familiale, soutien parental et départ du foyer des jeunes Américains au XXe siècle », *Cahiers québécois de démographie*, 23, 1 : 75-102.
- GOLDSCHIEDER, Frances, et Linda J. WAITE. 1991. *New Families, No Families? The Transformation of the American Home*. Berkeley, University of California Press, 303 p.
- HEATON, Tim B., et Vaughn R. A. CALL. 1995. « Modeling family dynamics with event history techniques », *Journal of Marriage and the Family*, 57, 4 : 1078-1090.
- HOEM, Jan. 1995. « Educational gradients in divorce risks in Sweden in recent decades », *Population Studies*, 51 : 19-27.

- LAPIERRE-ADAMCYK, Évelyne, Céline LE BOURDAIS et Karen LEHR-HAUPT. 1995. « Le départ du foyer parental des jeunes Canadiens nés entre 1921 et 1960 », *Population*, 4, 5 : 1111-1136.
- LAPLANTE, Benoît. 1995. *Introduction à l'étude sociologique des carrières au moyen de l'analyse des transitions*. INRS-Culture et société, 48 p.
- LUKE, Douglas A. 1993. « Charting the process of change: A primer on survival analysis », *American Journal of Community Psychology*, 21, 2 : 203-245.
- NAULT, François, et Alain BÉLANGER. 1996. *Le Déclin du mariage au Canada de 1981 à 1991*. Statistique Canada, no 84-536-XPB au catalogue, 45 p.
- OPPENHEIMER, Valerie Kincade. 1994. « Women's rising employment and the future of the family in industrial societies », *Population and Development Review*, 20 : 293-342.
- PINNELLI, Antonella, et Alessandra DE ROSE. 1995. « Italy », dans Hans-Peter BLOSSFELD, éd. *The New Role of Women. Family Formation in Modern Societies*. Boulder, Westview Press, Social Inequality Series : 174-243.
- RUGGLES, Steven. 1997. « The rise of divorce and separation in the United States », *Demography*, 33 : 455-466.
- SANTOW, Gigi, et Michael BRACHER. 1997. *Economic Independence and Union Formation in Sweden*. Stockholm, Stockholm University, Demography Unit, document de travail no 116, 41 p.
- THORNTON, Arland. 1991. « Influence of the marital history of parents on the marital and cohabitational experiences of children », *American Journal of Sociology*, 96, 4 : 868-894.
- TURCOTTE, Pierre. 1988. « Les unions libres : près d'un demi-million en 1986 », *Tendances sociales canadiennes*, 10 : 35-39. Ottawa, Statistique Canada, publication no 11-008 au catalogue.
- TURCOTTE, Pierre, et Alain BÉLANGER. 1997. *La Dynamique de formation et de rupture des premières unions libres au Canada*. Ottawa, Statistique Canada, document de travail, 55 p.