

## Recherches sociographiques



# L'effet du type d'union sur la stabilité des familles dites "intactes"

Céline Le Bourdais, Ghyslaine Neill and Nicole Marcil-Gratton

Volume 41, Number 1, 2000

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/057325ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/057325ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Département de sociologie, Faculté des sciences sociales, Université Laval

ISSN

0034-1282 (print)

1705-6225 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Le Bourdais, C., Neill, G. & Marcil-Gratton, N. (2000). L'effet du type d'union sur la stabilité des familles dites "intactes". *Recherches sociographiques*, 41(1), 53–74. <https://doi.org/10.7202/057325ar>

Article abstract

Does the fact of whether or not Mummy and Daddy are married when the first child is born have any effect on the risk of the family's splitting up? To answer this question, we examine how the variable developments in the modes of formation of families in Quebec and elsewhere in Canada influence the probability of so-called "intact" families splitting apart, and we aim at a detailed analysis of the mechanisms connected with the different risks observed between the types of union and between regions of residence.

# L'EFFET DU TYPE D'UNION SUR LA STABILITÉ DES FAMILLES DITES « INTACTES »\*

Céline LE BOURDAIS

Ghyslaine NEILL

Nicole MARCIL-GRATTON

Avec la collaboration de Nathalie Vachon et Julie Archambault

Le fait que papa et maman soient ou non mariés au moment de la naissance du premier enfant a-t-il un effet sur les risques d'éclatement de la famille? Pour répondre à cette question, nous examinons de quelle manière l'évolution des modes de formation des familles au Québec et ailleurs au Canada influence la probabilité qu'ont les familles dites « intactes » de connaître une rupture, et nous tentons de décortiquer les mécanismes associés aux risques différents observés entre types d'union et entre régions de résidence.

Au Canada comme ailleurs en Occident, des changements importants ont marqué les comportements conjugaux des individus. Depuis plus de vingt, voire près de trente ans, l'union libre n'a cessé de progresser, d'abord comme mode d'entrée dans la vie conjugale, puis comme cadre de formation des familles. Parallèlement, le divorce a connu une forte croissance, tandis que le mariage perdait graduellement du terrain.

De quelle manière les changements notés dans les modes de formation des unions affectent-ils la stabilité des familles québécoises et canadiennes? En d'autres

---

\* Cette recherche a bénéficié de l'appui financier du Conseil québécois de la recherche sociale (CQRS), du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSHC) et du Fonds pour la formation des chercheurs et l'aide à la recherche (FCAR). Les résultats ont fait l'objet d'une présentation, en octobre 1998, au Comité de priorité du Partenariat de recherche *Familles en mouvance et dynamiques intergénérationnelles*.

mots, le fait que papa et maman aient été ou non mariés au moment de la naissance du premier enfant a-t-il une incidence sur l'avenir de la famille ? C'est à cette question que le présent article tente de répondre en évaluant, plus précisément, dans quelle mesure le cheminement conjugal chez les femmes influence la propension de voir leur famille se dissoudre, une fois prises en compte leurs caractéristiques individuelles.

Les études passées ont montré que les unions libres étaient, dans l'ensemble, nettement plus instables que les mariages (BALAKRISHNAN *et al.*, 1993 ; BURCH et MADAN, 1986). Ces études examinaient la durée de ces deux types d'union sans définir une période minimale de cohabitation et sans tenir compte du rang de l'union ni de la présence ou non d'enfants. Est-il pertinent cependant de comparer directement l'ensemble des unions libres aux mariages ? Le mariage présuppose un engagement formel de la part des conjoints que l'union libre ne requiert pas nécessairement. L'union libre recouvre, en effet, un ensemble de pratiques dont le sens a changé au fil du temps. Graduellement, l'union libre qui, au départ, constituait un prélude au mariage ou un banc d'essai, ce que d'aucuns ont associé aux « fréquentations assidues d'autrefois » (NOCK, 1995), semble évoluer vers une substitution du mariage (DUMAS et BÉLANGER, 1997 ; VILLENEUVE-GOKALP, 1990). Toutefois, en dépit de la diffusion massive de ce type d'union au Québec, on ne saurait conclure à un remplacement complet du mariage, et l'union libre demeure encore là aussi, pour certains, une forme d'union éphémère et sans engagement.

Pour rendre signifiante notre comparaison du mariage et de l'union libre, nous avons choisi d'étudier uniquement le devenir des unions fécondes, c'est-à-dire que nous suivrons le déroulement des unions seulement à partir du moment où les couples donnent naissance à leur premier enfant. Certes, la rupture d'une union – libre ou légale – qui a duré un certain temps exige pour les conjoints de faire le deuil d'une relation significative, mais les conséquences pour les individus et la société sont nettement plus lourdes lorsqu'elle met en jeu des enfants. De plus, on peut supposer que l'arrivée d'un enfant au sein d'un couple cohabitant traduit une forme quelconque d'engagement de la part des conjoints.

Notre analyse porte exclusivement sur les familles dites « intactes », soit les familles formées en première union, et elle exclut ainsi celles qui se sont fondées lors d'une naissance hors union (familles monoparentales) ou dans le cadre d'une recomposition familiale. Ces dernières ont été écartées de l'analyse parce qu'elles se butent à des difficultés particulières, qu'elles affichent des modalités différentes de fonctionnement et qu'elles font face à des probabilités plus grandes d'instabilité (CHERLIN, 1992). Nous tenterons d'abord de montrer jusqu'à quel point les risques de dissolution des familles observés depuis le début des années 1970 sont liés à la progression variable de l'union libre comme mode d'entrée dans la vie conjugale et parentale au Québec et ailleurs au Canada. Puis, nous chercherons à démontrer les

mécanismes associés aux risques différents de dissolution familiale observés entre types d'union et entre régions de résidence au Canada.

### *Les évolutions observées*

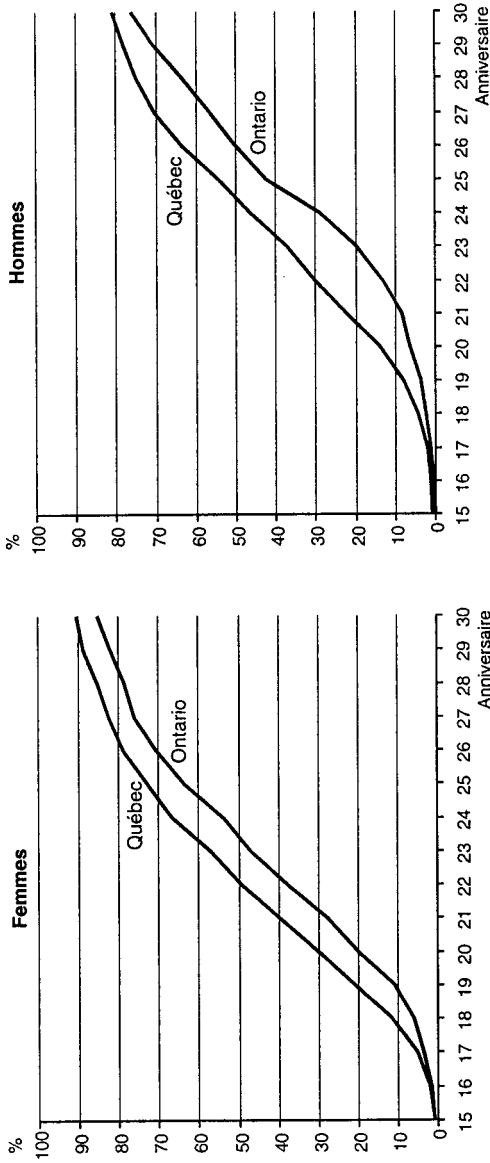
Avant d'examiner comment la propension des familles à se séparer a varié au cours du temps, il nous a paru opportun de situer, dans un premier temps, l'ampleur des transformations conjugales récentes. Jusqu'au début des années 1970, l'indice synthétique de nuptialité, qui mesure le pourcentage d'individus qui se marieraient une première fois avant d'atteindre l'âge de 50 ans si les comportements observés une année donnée se maintenaient, se situait à près de 900 sur 1 000 ; le mariage était répandu et précoce, et la très grande majorité des Québécois pouvaient donc s'attendre à se marier (DUCHESNE, 1996). À partir de 1974, l'indice se met à fléchir. On assiste à un report du mariage, et l'indicateur de nuptialité tombe à 500 pour 1 000 chez les femmes vers 1982-1983. Il poursuit sa chute jusqu'au début des années 1990. Si les conditions observées en 1993 se maintenaient, environ 360 femmes sur 1 000 seulement se marieraient au cours de leur vie. C'est donc dire qu'aujourd'hui, on se marie très peu au Québec.

Parallèlement, on ne peut qu'être frappé par la progression du divorce au Québec. Avant 1968, année de l'adoption par le Parlement canadien de la Loi sur le divorce, celui-ci est presque inexistant au Québec. On assiste par la suite à une progression quasi continue de l'indice de divortialité, interrompue seulement à deux occasions : la première vers 1980, qui résulte de l'accumulation de dossiers à la cour du Québec ; la seconde vers le milieu des années 1980, qui tient à l'adoption de la Loi de 1985, laquelle, en réduisant la durée minimale de séparation et en instituant le divorce sans culpabilité, a amené un certain nombre de couples à retarder leur demande de divorce. L'indice de divortialité, qui donne la proportion de mariages qui se termineront par un divorce avant d'atteindre leur 26<sup>e</sup> anniversaire, atteint un plateau vers le début des années 1990 : près d'un mariage sur deux se terminerait alors par un divorce si les tendances observées persistaient.

Si les jeunes abandonnent l'institution du mariage, ils ne rejettent pas pour autant la vie en couple. Basée sur les tables d'entrée en union pour les jeunes femmes qui étaient âgées de 15 à 34 ans au moment de l'Enquête sociale générale de 1995, la figure 1 montre que 91 % des Québécoises ont formé une première union avant de fêter leur 30<sup>e</sup> anniversaire. L'entrée en union est un peu plus précoce au Québec qu'en Ontario : à 20 ans, par exemple, 30 % des Québécoises ont déjà amorcé leur vie conjugale, comparativement à 20 % des Ontariennes. On observe sensiblement le même écart chez les jeunes hommes, les Québécois étant plus précoces à entrer en union que leurs homologues ontariens. La proportion plus

FIGURE 1

*Probabilités cumulées pour les jeunes de former une première union avant l'âge de 30 ans, Québec et Ontario*



SOURCE: Tables d'entrée en union des femmes et des hommes âgés de 15 à 34 ans, Enquête social générale, 1995.

faible des hommes ayant contracté une première union avant l'âge de 30 ans tient, par ailleurs, à leur entrée légèrement plus tardive dans la conjugalité.

Le type d'union choisi par les jeunes pour amorcer leur vie conjugale diffère cependant de façon marquée d'une province à l'autre. Comme on peut le voir à la figure 2, environ trois fois plus de Québécoises âgées de 15-34 ans en 1995 ont opté pour l'union libre plutôt que pour le mariage lors de leur entrée dans la conjugalité (68 % contre 22 %) ; on observe la situation inverse en Ontario, où 50 % des jeunes femmes ont opté pour le mariage et seulement 35 % pour l'union libre. Parmi les femmes âgées de 15-34 ans qui ont formé une union avant l'âge de 30 ans, les trois quarts des Québécoises ont choisi l'union libre. En Ontario, cette proportion atteint à peine 40 %. Selon DUMAS et BÉLANGER (1997), l'union libre serait encore plus populaire au sein des cohortes plus récentes. Ainsi, des premières unions formées entre 1990 et 1994 au Québec, quatre sur cinq seraient le fait de jeunes qui ont choisi de cohabiter plutôt que de se marier.

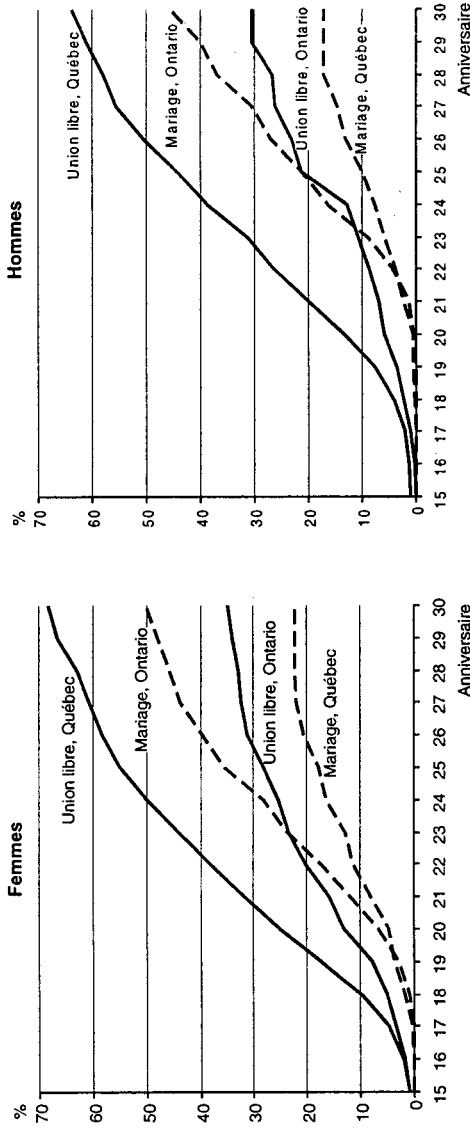
On remarque que les unions libres sont plus précoces que les mariages. À 20 ans, par exemple, 13 % des Ontariennes ont déjà cohabité contre 7 % qui se sont mariées directement, et c'est seulement à 23 ans que la proportion de femmes qui se sont d'abord mariées rejoint la proportion de femmes ayant choisi l'union libre pour démarrer la vie à deux. La figure 2 révèle en outre un portrait relativement semblable du côté masculin, les jeunes Québécois étant davantage portés vers l'union libre, et les Ontariens plus tournés vers le mariage.

Non seulement l'union libre est-elle de plus en plus populaire comme porte d'entrée dans la vie conjugale, elle constitue également de plus en plus souvent le cadre de formation des familles. Aujourd'hui, au Québec, la statistique de l'état civil révèle que plus de 50 % des enfants naissent hors mariage (DUCHESNE, 1996). Comme la proportion d'enfants nés hors union a peu varié au fil du temps, c'est donc que le nombre de naissances de couples cohabitants s'est accru de manière très marquée (MARCIL-GRATTON, 1998).

Une autre façon de cerner la progression des naissances dans les unions en cohabitation consiste à adopter le point de vue des parents. Pour cela, nous utilisons à nouveau les données de l'Enquête sociale générale (ESG) conduite par Statistique Canada en 1995. L'ESG a été menée auprès d'un large échantillon représentatif de la population canadienne de 10 749 répondants, hommes et femmes âgés de 15 ans et plus en 1995. L'ESG a recueilli des informations rétrospectives sur les histoires conjugales, parentales et professionnelles des répondants. Dans les analyses qui suivent, ne sont retenues que les femmes dont les informations lors d'enquêtes sont généralement réputées plus fiables que celles des hommes (FURSTENBERG, 1988 ; POULAIN *et al.*, 1991).

FIGURE 2

*Probabilités cumulées pour les jeunes de former une première union par union libre ou par mariage avant l'âge de 30 ans, Québec et Ontario*



SOURCE : Tables d'entrée en union des femmes et des hommes âgés de 15 à 34 ans, Enquête social générale, 1995.

En combinant les histoires conjugales et parentales des répondantes, on peut identifier la première union au sein de laquelle les femmes ont donné naissance à leur premier enfant et suivre le devenir de cette union<sup>1</sup>. Le tableau 1 fournit la répartition des femmes qui ont formé une famille dite «intacte», c'est-à-dire qui ont eu leur premier enfant avec un conjoint sans enfant<sup>2</sup>, selon le cheminement conjugal qu'elles ont suivi et le moment de la naissance de leur enfant.

TABLEAU 1

*Répartition des femmes ayant formé une famille dite « intacte », selon le cheminement conjugal suivi et la période de formation de la famille (%)*

| Cheminement conjugal                 | Période de formation de la famille |           |           |           |
|--------------------------------------|------------------------------------|-----------|-----------|-----------|
|                                      | Avant 1970                         | 1970-1979 | 1980-1989 | 1990-1995 |
| Québec                               | %                                  | %         | %         | %         |
| Mariage direct                       | 98,0                               | 85,9      | 51,8      | 32,5      |
| Union libre                          | 1,3                                | 6,9       | 22,3      | 30,6      |
| Mariage précédé<br>d'une union libre | 0,7                                | 7,2       | 25,9      | 36,9      |
| N <sup>a</sup>                       | 386                                | 218       | 214       | 104       |
| Reste du Canada                      | %                                  | %         | %         | %         |
| Mariage direct                       | 98,3                               | 88,0      | 74,2      | 63,8      |
| Union libre                          | 1,3                                | 2,9       | 8,8       | 14,0      |
| Mariage précédé<br>d'une union libre | 0,4                                | 9,1       | 17,0      | 22,2      |
| N <sup>a</sup>                       | 1005                               | 481       | 529       | 218       |

SOURCE : Statistique Canada, Enquête sociale générale, 1995 ; calculs inédits des auteurs.

<sup>a</sup> Données pondérées, ramenées à la taille de l'échantillon initial.

1. À noter que nous avons exclu les unions avec un homme qui avait déjà des enfants.

2. Comme nous ne disposons d'aucune information sur l'histoire parentale des conjoints des répondantes, on ne peut être certain que les hommes n'ont jamais eu d'enfant auparavant. Si les hommes ont gardé des contacts avec les enfants qu'ils ont eus d'une union précédente, on peut supposer que les répondantes mentionneront avoir « élevé les enfants de leur conjoint » ; ces cas sont exclus de l'analyse. Par contre, s'ils n'ont conservé aucun contact avec ces enfants, on ne pourra sans doute pas trouver trace de ceux-ci dans l'ESG et, par conséquent, ces cas seront inclus dans l'analyse.



Avant 1970, la quasi-totalité (98 %) des femmes qui ont donné naissance à leur premier enfant au sein d'une famille « intacte » avaient marié directement leur conjoint, et ce aussi bien au Québec que dans le reste du Canada. À partir des années 1970, toutefois, le cadre de formation des familles commence à se diversifier progressivement, et une proportion non négligeable (autour de 7 %) de Québécoises ont dorénavant leur premier enfant au sein, soit d'une union libre, soit d'un mariage qui a été précédé d'une union libre. Ce n'est toutefois qu'au tournant des années 1980 que s'amorce véritablement la montée de l'union libre comme cadre de formation des familles en première union. Au cours de ces années, à peine la moitié des Québécoises ont donné naissance à leur premier enfant au sein d'un mariage direct ; environ le quart l'ont fait dans un mariage précédé d'une phase de cohabitation, et près du quart dans une union libre. L'évolution amorcée se poursuit dans les années 1990, et les familles formées entre 1990 et 1995 se répartissent dorénavant à peu près également (autour du tiers) entre les trois types de cheminement conjugal.

Ailleurs au Canada, la proportion de familles formées en union libre ou dans le cadre d'un mariage précédé d'une cohabitation a augmenté au fil du temps, mais la progression n'est aucunement comparable à celle enregistrée au Québec. Ainsi, la majorité (près des deux tiers) des femmes qui ont donné naissance à leur premier enfant entre 1990 et 1995 l'ont fait encore au sein d'un mariage direct : 22,2 % ont eu leur enfant dans un mariage précédé d'une union libre, et à peine 14,0 % dans le cadre d'une union libre.

#### *Risques de rupture des familles dites « intactes »*

L'union libre, on l'a vu, a connu une très forte progression au Québec, d'abord comme mode d'entrée dans la vie conjugale à partir des années 1970, puis comme cadre de formation des familles à partir des années 1980. Or, on sait que les unions libres sont plus instables que les mariages. Peut-on conclure alors que l'instabilité familiale continuera d'augmenter dans l'avenir à mesure que croîtra la proportion de couples qui choisissent d'avoir leurs enfants dans le cadre de l'union libre ?

Diverses études ont tenté d'analyser les raisons de l'instabilité plus grande des unions libres comparativement aux mariages (pour une revue, voir DESROSIERS et LE BOURDAIS, 1996). Une des hypothèses avancées aurait trait à l'effet de sélection de l'union libre, c'est-à-dire le fait que les individus qui choisissent l'union libre plutôt que le mariage comme porte d'entrée dans la vie à deux auraient des caractéristiques particulières, par exemple, celle d'être plus ouverts à l'idée d'une séparation. Une deuxième hypothèse serait liée à la nature même de la relation cohabitante. En d'autres mots, au-delà des caractéristiques de départ des individus qui choisissent la cohabitation comme mode d'entrée en union, l'instabilité conjugale associée à l'union libre tiendrait à la nature de la relation qui s'établit

entre les partenaires. Ainsi, les couples cohabitants afficheraient à l'égard de la vie conjugale un niveau de satisfaction plus faible que les couples mariés et manifesteraient un niveau d'engagement plus faible envers leur conjoint; ils bénéficieraient également d'un degré de soutien intergénérationnel moindre. Certains auteurs suggèrent que l'absence de normes sociales et le manque d'institutionnalisation entourant l'union libre pourraient expliquer les différences d'attitudes et de comportements à l'égard de la séparation observées entre couples mariés et couples cohabitants (NOCK, 1995).

Si l'hypothèse de la sélectivité prévalait, on pourrait s'attendre à ce que les couples cohabitants ressemblent de plus en plus aux couples mariés à mesure que l'union libre se généralise. Dans ce cas, l'instabilité des unions libres devrait être plus faible au Québec, où la cohabitation est très largement répandue, qu'ailleurs au Canada où elle demeure plus marginale. Par contre, si la nature même de la relation conjugale jouait un rôle prédominant, on devrait trouver peu de variations entre provinces ou entre périodes dans la propension qu'ont les couples cohabitants à se séparer.

L'analyse qui suit cherche à tester ces hypothèses. Pour cela, nous étudions l'évolution des risques de rupture des familles dites « intactes » à partir du moment de l'arrivée du premier enfant dans la famille, en fonction de la période de formation de la famille, du cheminement conjugal et de la province de résidence des femmes. Trois périodes sont distinguées dans l'analyse : 1970-1979, 1980-1989 et 1990-1995 ; sont ainsi exclues les familles formées avant 1970, c'est-à-dire avant l'entrée en vigueur de la Loi sur le divorce et la montée de l'union libre. Trois types de cheminement conjugal sont également identifiés : 1) le mariage direct, soit les répondantes qui ont épousé directement le conjoint avec lequel elles ont eu leur premier enfant ; 2) l'union libre, soit les femmes qui cohabitaient toujours au moment de la naissance de leur enfant, et 3) le mariage précédé d'une union libre, soit les répondantes ayant épousé leur conjoint de fait avant de donner naissance à leur enfant. Les analyses opposent, d'un côté, les répondantes qui résidaient au Québec lorsqu'elles ont été jointes par l'ESG, de l'autre, celles qui habitaient ailleurs au Canada. L'échantillon retenu comprend 1 774 femmes, âgées de 25 à 64 ans, qui ont eu leur premier enfant entre 1970 et 1995. Au moment de l'enquête, 510 d'entre elles avaient connu une séparation.

Pour tester nos hypothèses, nous recourons à deux méthodes statistiques distinctes : les tables d'extinction et l'analyse des transitions. La première méthode fournit une mesure des probabilités cumulées qu'ont les femmes vivant en couple de connaître une rupture d'union (séparation ou divorce) à partir du moment où elles donnent naissance à leur premier enfant jusqu'au moment de la rupture (ou jusqu'au moment de l'enquête si le couple vivait toujours ensemble lors de l'enquête). La seconde méthode cherche à déceler les facteurs susceptibles

d'accroître (ou de réduire) ces probabilités qu'ont les femmes de connaître une rupture d'union.

#### *Mesure des risques de rupture*

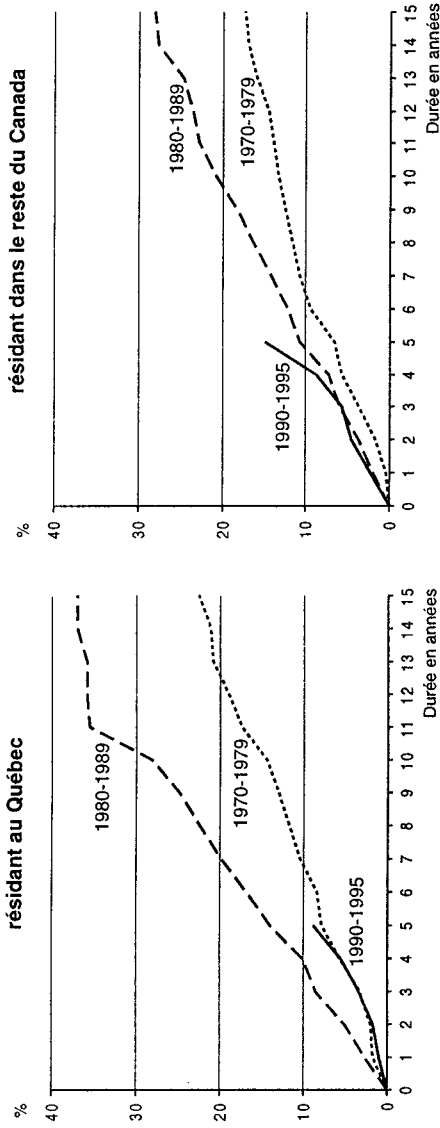
La figure 3 présente les probabilités cumulées de rupture d'union des femmes vivant au Québec et ailleurs au Canada à partir du moment où elles ont donné naissance à leur premier enfant, selon la période de formation de la famille. Les données révèlent une forte progression des ruptures d'union au Québec des années 1970 aux années 1980. Quinze ans après la naissance de leur premier enfant, par exemple, 37 % des Québécoises ayant formé leur union au cours des années 1980 avaient vu leur famille éclater, comparativement à 22 % de celles l'ayant fait au cours des années 1970. Les ruptures touchent aussi plus précocement les mères qui ont eu leur premier enfant au cours des années 1980 : cinq ans après la naissance de leur enfant, 14 % d'entre elles avaient déjà vu leur famille se rompre, contre 8 % des femmes ayant donné naissance au cours des années 1970. Après avoir connu une forte progression au cours des années 1980, on notera que les risques de rupture des familles québécoises formées au début des années 1990 sont retombés au niveau de ceux enregistrés par les familles formées quelque vingt ans plus tôt comme le montre le chevauchement des courbes.

Quand on compare les probabilités cumulées de séparation des femmes vivant au Québec à celles des femmes vivant ailleurs au Canada, on remarque d'abord que les risques de rupture sont au départ plus faibles dans le reste du Canada qu'au Québec. En effet, quinze ans après la formation de leur famille, 17 % des Canadiennes vivant hors Québec qui ont eu leur premier enfant au cours des années 1970 avaient vu leur union se rompre comparativement à 22 % des Québécoises. Tout comme au Québec, on observe un accroissement (de 17 % à 28 %) de l'instabilité familiale dans le reste du Canada des années 1970 aux années 1980, mais la progression est moins forte que celle enregistrée au Québec (de 22 % à 37 %). Par contre, la proportion de femmes susceptibles de connaître une rupture d'union continue d'augmenter au sein de la cohorte plus récente, soit celle des femmes ayant formé leur famille au début des années 1990, et elle est dorénavant plus élevée que celle observée au Québec : cinq ans après avoir eu leur premier enfant, 15 % des femmes vivant ailleurs au Canada ont déjà connu une séparation comparativement à 9 % des Québécoises.

L'évolution variable des risques de rupture d'union entre périodes selon la région est fonction de deux éléments. D'une part, la composition variable dans le temps des types de famille en fonction du cheminement conjugal des femmes affecte les probabilités de rupture. Par exemple, même si l'on observait des risques égaux de séparation par type d'union entre régions, le seul fait qu'il y ait plus

FIGURE 3

*Probabilités cumulées de vivre une rupture d'union, femmes âgées de 25 à 64 ans*



SOURCE : Enquête sociale générale, 1995; calculs inédits des auteures.

d'unions libres au Québec devrait se traduire par des probabilités d'instabilité familiale plus grandes. D'autre part, la variation dans le temps et par région des risques de rupture associés à chaque type d'union influence également l'évolution observée. Ainsi, on pourrait s'attendre à ce que les risques de séparation des unions libres diminuent à mesure que celles-ci se généralisent. Dans ce cas, le niveau d'instabilité familiale associée à ce type d'union devrait diminuer au Québec.

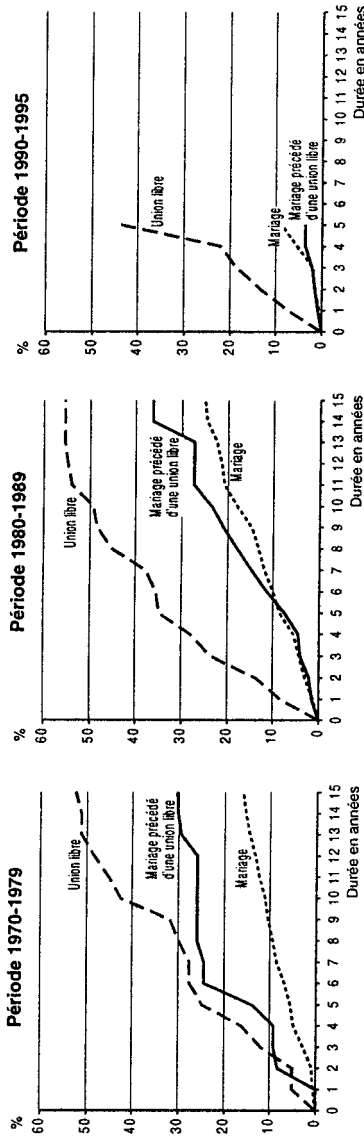
Nous ne disposons pas d'un effectif suffisant de répondantes pour établir les tables de rupture d'union en tenant compte à la fois de la période de formation des familles, de la région de résidence des répondantes et du cheminement conjugal. Pour tenir compte de l'effet net de chacune de ces variables nous aurons recours à la méthode de l'analyse des transitions. Mais, avant de mener cette analyse, il nous a toutefois paru intéressant d'examiner, pour l'ensemble du Canada, les différences qui séparent les femmes au chapitre des ruptures d'union, compte tenu du type d'union qu'elles ont choisi, et de voir comment ces différences ont évolué au cours du temps.

La figure 4 présente les probabilités cumulées qu'ont les femmes de vivre une rupture d'union, selon le cheminement conjugal suivi avant la naissance de leur premier enfant et la période à laquelle elles sont entrées dans la vie parentale. Dans les années 1970, les femmes qui ont épousé directement le père de leur enfant présentent des risques de séparation nettement plus faibles que celles ayant cohabité. Dix ans après avoir donné naissance à leur enfant, seulement 11 % des femmes mariées directement avaient vu leur famille éclater, comparativement à 26 % des femmes qui ont épousé leur partenaire en union libre et 43 % de celles qui cohabitaient toujours à l'arrivée de l'enfant. Les mères qui vivaient toujours en union libre à la naissance de leur enfant présentent les risques les plus élevés d'instabilité familiale, mais on remarquera qu'elles affichent un comportement très semblable à celui des femmes mariées après avoir cohabité après une durée d'union inférieure à dix ans. Au-delà de cette durée, les différences sont plus marquées, mais les effectifs plus réduits empêchent de conclure de manière significative sur l'effet du type d'union.

Lorsqu'on compare les risques de rupture des familles formées dans les années 1970 à ceux des familles créées quelque dix ans plus tard, les changements sont importants. Cette fois les risques de séparation des femmes ayant marié leur conjoint de fait sont très proches de ceux des femmes ayant épousé directement leur partenaire, et cela tient en bonne partie à l'augmentation des ruptures d'union chez ces dernières : dix ans après la formation de leur famille, 18 % des femmes mariées directement qui ont eu leur enfant au cours des années 80 ont déjà vécu la séparation comparativement à 11 % de leurs consœurs devenues mères au cours des années 1970. Par ailleurs, les risques de rupture associés à l'union libre demeurent passablement élevés et ils ont même légèrement augmenté au fil du temps, passant

FIGURE 4

*Probabilités cumulées de vivre une rupture d'union, femmes âgées de 25 à 64 ans, résidant au Canada*



SOURCE : Enquête sociale générale, 1995 ; calculs inédits des auteures.

de 43 %, dix ans après le début des familles formées dans les années 1970, à 49 %, soit un couple sur deux, pour celles formées dans les années 1980.

Pour la période plus récente, soit les familles formées entre 1990 et 1995, les risques de rupture associés à l'union libre demeurent élevés, quoique légèrement plus faibles que ceux observés quelque dix ans plus tôt à l'exception toutefois de la durée de cinq ans, où l'effectif est trop réduit pour permettre de conclure de façon claire. Les comportements des femmes mariées directement ressemblent étroitement à ceux des femmes mariées ayant cohabité au préalable, et on observe peu de changements par rapport aux comportements observés pour les familles formées au cours des années 1980. Cela dit, soulignons que ce sont les mariages directs qui, au cours des années 1990, prennent les devants au chapitre des ruptures d'union.

#### *Facteurs associés aux risques de dissolution familiale*

Pour tenter de voir dans quelle mesure l'évolution au fil du temps des probabilités cumulées de rupture d'union observée dans les deux régions étudiées est liée aux risques variables de séparation associés aux différents types d'union, nous avons recours à l'analyse des transitions. En d'autres termes, nous effectuons une régression de survie, c'est-à-dire que nous cherchons à prédire une variable dépendante en fonction d'une série de variables indépendantes (ou variables de contrôle). Dans ce cas-ci, la variable dépendante qu'on cherche à expliquer est la probabilité instantanée de rupture d'union à partir du moment de la formation de la famille (soit une fonction des probabilités cumulées de séparation présentées précédemment). Les variables indépendantes incluses au départ dans le modèle sont : la région de résidence, la période de formation de la famille et la trajectoire conjugale suivie. Dans ce dernier cas, nous avons créé une variable dont la valeur peut changer dans le temps ; ainsi, les couples cohabitants qui se sont mariés *après* avoir donné naissance à leur premier enfant sont d'abord classés parmi les couples cohabitants, puis dans la catégorie « mariage précédé d'une union libre » à partir du moment où ils se marient.

Nous avons également inclus dans notre modèle d'autres caractéristiques des femmes, dont l'effet sur les risques de rupture a été mis en évidence dans des travaux antérieurs (LE BOURDAIS et NEILL, 1998). Parmi ces variables, l'âge à la formation de l'union apparaît lié à l'instabilité conjugale : plus les femmes étaient jeunes lorsqu'elles se sont mises en couple, plus grands seraient leurs risques de connaître une séparation. On cherchera alors à vérifier si l'instabilité plus grande des unions libres est due principalement au fait que les unions libres sont plus précoces que les mariages. Par ailleurs, le fait de concevoir un enfant hors union serait également associé à des risques plus élevés de rupture d'union : sont ici considérées comme conceptions préconjugales les naissances qui sont survenues moins de sept mois après la mise en couple.

Enfin, nous avons introduit une série de variables qui tendent à rendre compte de l'effet des changements qui surviennent tout au long de la trajectoire professionnelle des femmes, du niveau de scolarité qu'elles avaient atteint au moment de l'enquête, ainsi que du fait qu'elles avaient ou non terminé leurs études au moment de l'entrée en union. En effet, la scolarisation accrue des femmes de même que l'accroissement de leur participation au marché du travail ont pendant longtemps été associés directement à la montée des ruptures d'union (RUGGLES, 1997), l'idée étant que l'indépendance économique des femmes aurait une incidence négative sur leur désir de se marier ou de le rester, le cas échéant (BECKER, 1981). Les études récentes remettent toutefois en question l'existence d'une relation fixe entre travail des femmes et instabilité conjugale et arguent plutôt en faveur d'une approche qui tienne compte des changements vécus par les individus (STARKEY, 1991 ; TZENG et MARE, 1995). Plus que l'exercice comme tel d'un emploi, les changements notés dans la situation socioéconomique des femmes influenceraient les probabilités qu'elles ont de connaître une rupture d'union.

L'ESG a recueilli diverses informations qui permettent de comprendre les circonstances changeantes de la présence en emploi des femmes. On dispose de l'âge des femmes au moment de l'entrée dans le premier emploi qu'elles ont occupé pour une durée minimale de six mois, et la durée de cet emploi s'il a été suivi d'une interruption de travail d'au moins six mois ; on connaît également l'âge des femmes lors de leur réinsertion sur le marché du travail, advenant un retour en emploi pendant au moins six mois. Nous disposons de ces informations pour un nombre maximal de cinq emplois et de quatre interruptions de travail.

En combinant ces diverses informations, nous avons construit quatre variables qui visent à tenir compte de l'attachement des femmes au marché du travail. La première variable précise si les femmes occupaient ou non un emploi lorsqu'elles ont formé leur union. Les trois variables suivantes mesurent certains aspects de la présence des femmes sur le marché du travail qui peuvent varier au fil de l'épisode familial. La première précise si les femmes étaient ou non en emploi tout au long de l'épisode familial, soit à partir du moment de la naissance de leur premier enfant jusqu'au moment de la séparation, ou jusqu'au moment de l'enquête si les conjoints vivaient toujours ensemble. La deuxième indique la durée cumulée passée sur le marché du travail : au moment de la formation de la famille, cette variable mesure le nombre d'années passées sur le marché du travail, et cette valeur augmente à mesure que croît le nombre d'années passées en emploi. Enfin, la troisième variable indique le nombre cumulé d'interruptions d'emploi qu'ont connues les femmes à partir du moment de la formation de la famille.

Nous avons d'abord mené une analyse de transition, qui intègre chacune des variables décrites ci-dessus, pour l'ensemble des familles formées au Canada entre 1970 et 1995. Cette analyse a permis, dans un premier temps, de calculer les risques relatifs de rupture associés à chaque type de cheminement conjugal suivi pour



chacune des deux régions considérées, une fois contrôlées les autres caractéristiques des femmes. Le tableau 2 présente les résultats de cette analyse.

TABLEAU 2

*Risques de rupture des familles dites « intactes »  
selon le type d'union et la région de résidence<sup>a</sup>*

| Type d'union                      | Région de résidence |                 |
|-----------------------------------|---------------------|-----------------|
|                                   | Québec              | Reste du Canada |
| Mariage direct                    | 1,45                | 1,00            |
| Mariage précédé d'une union libre | 1,46                | 1,66            |
| Union libre                       | 3,47                | 4,94            |

SOURCE : Statistique Canada, Enquête sociale générale, 1995 ; calculs inédits des auteures.

<sup>a</sup> Les coefficients obtenus représentent les risques de rupture des familles lorsqu'on tient compte de l'effet des caractéristiques sociodémographiques des femmes.

Ce tableau compare les risques relatifs de rupture d'union chez les femmes ayant suivi un cheminement conjugal donné au Québec et dans le reste du Canada, une fois contrôlées diverses caractéristiques socioéconomiques. Le groupe de référence est formé de femmes qui ne résidaient pas au Québec au moment de l'enquête et qui ont épousé directement le père de leur enfant. Comparativement à ce groupe de référence, les Québécoises mariées directement semblent plus à risque de voir leur famille se rompre : toutes choses égales par ailleurs, leur propension à vivre une séparation est environ une fois et demie supérieure à celles des Canadiennes mariées directement. Les Québécoises ayant épousé leur conjoint de fait affichent des risques très semblables de connaître une rupture d'union à ceux de leurs consœurs mariées directement (coefficient de 1,46 comparativement à 1,45). Tel n'est cependant pas le cas dans le reste du Canada où les femmes mariées après avoir cohabité connaissent une propension plus grande (66 % plus grande) à se séparer que celles ayant connu un mariage direct. Au Québec, les femmes vivant en union libre sont nettement plus enclines à voir leur famille se rompre que leurs consœurs mariées directement (coefficient près de deux fois et demie plus élevé que celui des secondes ; 3,47 contre 1,46). Cependant, cet écart ne se compare aucunement à celui que l'on observe ailleurs au Canada, où les femmes cohabitantes affichent une propension à se séparer près de cinq fois plus élevée que celle enregistrée par les femmes mariées directement (4,94 contre 1,00).

Ces résultats tendent à conforter l'hypothèse de la sélectivité comme source de l'instabilité plus grande des unions libres. En effet, comme on s'y attendait, les risques de rupture associés à l'union libre s'avèrent nettement plus faibles au Québec que dans le reste du Canada ; ce résultat laisse supposer que les couples cohabitants ressemblent de plus en plus aux couples mariés à mesure que l'union libre se généralise. Par contre, le fait que les Québécoises ayant cohabité avant d'épouser leur partenaire connaissent des risques de rupture très proches de ceux des femmes mariées directement suggère que la nature de la relation, plus que l'effet de sélection associé à la mise en union libre, serait étroitement liée à l'instabilité familiale, du moins au Québec où les unions libres constituent dorénavant la norme en tant que mode d'entrée dans la vie conjugale. Par contre, l'effet de sélection associé à l'union libre jouerait davantage dans le reste du Canada, où le mariage direct, on l'a vu, prédomine encore aujourd'hui.

Pour étudier plus finement l'effet que les diverses caractéristiques socio-démographiques exercent sur la propension des femmes à connaître une rupture d'union dans chaque région du pays, nous avons repris l'analyse séparément pour les deux régions retenues. Cette façon de procéder permet de laisser jouer, de façon différente à l'intérieur de chaque région, l'effet de chacune des variables introduites dans l'équation (période de formation de la famille, type d'union, attachement au marché du travail, etc.) ; les coefficients par région ne sont cependant pas directement comparables. Le tableau 3 présente les résultats de ces deux analyses séparées.

On se rappellera d'abord que les risques de rupture associés au mariage sont plus élevés au Québec que dans le reste du Canada (tableau 2). On ne peut évidemment retrouver ce résultat dans le tableau 3, alors que les femmes mariées directement constituent le groupe de référence (coefficient de 1,0) dans chacune des deux régions étudiées. Par ailleurs, les écarts notés selon le type d'union dans la propension des femmes à se séparer sont beaucoup plus faibles au Québec qu'ailleurs au Canada, et ce résultat ressort de façon très claire dans le tableau 3.

Comme on l'avait vu précédemment (figure 3), le tableau 3 révèle également une très forte progression de l'instabilité familiale au Québec des familles formées au cours des années 1970 comparativement à celles formées dans les années 1980. Les risques de rupture ont presque doublé d'une cohorte à l'autre (coefficient allant de 1,00 à 1,95), mais les risques de rupture des familles formées au cours de la première moitié des années 1990 sont retombés au niveau de ceux observés quelque vingt ans plus tôt. Dans le reste du Canada, la progression a été plus lente, mais elle se poursuit toujours au début des années 1990. Les familles formées dans les années 1980 ont 36 % plus de probabilités de se séparer que celles formées dans les années 1970, et cette proportion atteint 81 % pour la cohorte 1990-1995.

TABLEAU 3

*Influence de diverses caractéristiques sociodémographiques sur les risques de rupture des familles dites « intactes » (modèle semi-paramétrique de Cox, coefficients  $\exp \beta$ )<sup>a</sup>*

| Variable <sup>b</sup>                                  | Québec  | Reste du Canada |
|--|---------|-----------------|
| Trajectoire conjugale <sup>c</sup>                     |         |                 |
| En union libre   | 2,47*** | 4,41***         |
| Mariage précédé d'une union libre                      | 1,02    | 1,65**          |
| Mariage direct   | 1       | 1               |
| Période de formation de la famille                     |         |                 |
| 1970-1979  | 1       | 1               |
| 1980-1989  | 1,95**  | 1,36†           |
| 1990-1995  | 0,96    | 1,81†           |
| Âge à la formation de l'union                          |         |                 |
| Moins de 20 ans  | 1,15    | 2,87***         |
| 20-24 ans  | 0,83    | 1,16            |
| 25-29 ans  | 1       | 1               |
| 30 ans et plus   | 0,57    | 1,05            |
| Conception préconjugale (non)                          | 1       | 1               |
| Oui  | 1,43    | 1,60*           |
| Diplôme obtenu   |         |                 |
| Universitaire  | 1,00    | 0,96            |
| Post-secondaire  | 0,93    | 1,13            |
| Secondaire   | 1       | 1               |
| Moins qu'un diplôme secondaire                         | 1,83*   | 1,03            |
| Études terminées à l'entrée en union (oui)             | 1       | 1               |
| Non  | 2,04**  | 1,54**          |
| En emploi à l'entrée en union (non)                    | 1       | 1               |
| Oui  | 1,56    | 1,21            |
| En emploi durant l'épisode familial <sup>c</sup> (non) | 1       | 1               |
| Oui  | 1,86    | 1,30            |
| Durée cumulée en emploi <sup>c</sup> (en années)       | 1,01    | 1               |
| Nombre cumulé d'interruptions de l'emploi <sup>c</sup> | 0,74*   | 0,99            |

SOURCE : Statistique Canada, Enquête sociale générale, 1995 ; calculs inédits des auteures.

<sup>a</sup> Coefficients significatifs au seuil de : \*\*\* : 0,001 ; \*\* : 0,01 ; \* : 0,05 ; † : 0,10.

<sup>b</sup> La catégorie de référence est inscrite entre parenthèses.

<sup>c</sup> Variable dont la valeur peut changer au cours de l'intervalle d'observation.

Parmi les autres variables incluses dans le modèle, l'âge à la formation de l'union semble jouer de façon plus importante dans le reste du Canada qu'au Québec. En effet, seules les femmes âgées de moins de 20 ans lorsqu'elles se sont mises en couple se distinguent de manière significative de celles qui étaient âgées de 25-29 ans à l'entrée en union, avec une propension près de trois fois plus élevée (2,87) à connaître une rupture. Peu importe la région considérée, le fait d'avoir conçu un enfant hors union semble accroître les probabilités de séparation des femmes, mais seul le coefficient associé au reste du Canada (1,60) s'avère statistiquement significatif. Au Québec, les femmes qui sont les moins scolarisées paraissent nettement plus enclines à vivre une rupture d'union que leurs consœurs ayant obtenu un diplôme secondaire (coefficient de 1,83 comparativement à 1,0), et ce même lorsqu'on contrôle l'âge qu'elles avaient au moment de l'entrée en union. Le fait de n'avoir pas terminé ses études au moment de la mise en union multiplie par deux les risques de rupture des Québécoises, et par une fois et demie ceux des femmes vivant ailleurs au Canada. Enfin, parmi les variables associées à l'emploi, seul le nombre cumulé d'interruptions de travail semble affecter de manière significative les probabilités des femmes de connaître une séparation, chaque interruption d'emploi réduisant de 25 % les risques de séparation des Québécoises.

\*

\* \*

Notre analyse avait pour objectifs principaux de montrer comment l'évolution variable des modes de formation des familles au Québec et ailleurs au Canada influence les risques d'éclatement des familles dites « intactes » et de démontrer les mécanismes qui sont à la base des risques observés. Pour cela, nous avons comparé les risques de rupture associés à trois modalités d'entrée dans la vie familiale (par mariage direct, par union libre et par mariage précédé d'une union libre) au cours de trois périodes distinctes (1970-1979, 1980-1989, 1990-1995).

Notre étude a d'abord montré que la propension des femmes à voir leur famille se rompre a augmenté au fil du temps, mais de façon différente à travers le pays. Durant les années 1970, l'instabilité familiale était plus grande au Québec qu'ailleurs au pays ; les risques de dissolution familiale y ont augmenté de façon très marquée dans la décennie qui a suivi, mais pour retomber dans la première moitié des années 1990 au niveau enregistré entre 1970 et 1979. Dans le reste du Canada, la progression a été plus lente ; par contre, elle s'est poursuivie dans les années 1990, et l'instabilité conjugale y paraît dorénavant plus élevée qu'au Québec.

Notre recherche a également montré que les probabilités de connaître une rupture d'union ne sont pas indépendantes du type d'union choisi et des caractéristiques sociodémographiques des femmes, et que ces variables jouent différemment selon la région considérée. Ainsi, les caractéristiques socio-économiques (scolarité, interruptions de travail) semblent jouer un rôle plus

important au Québec que dans le reste du Canada, tandis que le cheminement conjugal suivi semble être un meilleur prédicteur des éventuelles ruptures ailleurs au Canada.

Ces résultats sont à mettre en relation avec la signification différente que revêtent l'union libre et le mariage au Québec et dans le reste du Canada où l'ampleur de l'un et l'autre phénomène varie de façon marquée. Notre analyse a révélé que les familles formées dans le cadre d'une union libre au Québec sont plus à risque d'éclatement que celles fondées à l'intérieur d'un mariage direct ; cet écart ne se compare en rien cependant à celui observé dans le reste du Canada où les femmes cohabitantes affichent de loin la propension la plus élevée à se séparer. Se pourrait-il alors que l'union libre comme équivalent du « mariage à l'essai » ait été au Québec un trait qui caractérisait davantage les années 1980 ? Cela expliquerait peut-être la plus grande stabilité relative des unions des années 1990 dans cette province.

Par ailleurs, les Québécoises ayant épousé leur conjoint de fait ne se distinguent aucunement de leurs consœurs mariées directement, alors que les autres Canadiennes mariées après avoir cohabité connaissent une propension plus grande à se séparer que celles ayant connu un mariage direct.

Ces résultats suggèrent que l'hypothèse de la sélectivité pour expliquer l'instabilité plus grande des unions libres joue plus fortement dans le reste du Canada, où le mariage direct, on l'a vu, prédomine encore comme mode de formation des familles. Au Québec, l'effet de sélection associé à la mise en union libre tendrait à s'atténuer à mesure que ce mode d'entrée dans la vie conjugale et familiale se généralise. Par contre, l'instabilité conjugale associée à l'union libre paraîtrait de plus en plus liée au Québec à la nature même de la relation qui s'établit entre les partenaires.

Ces conclusions rejoignent celles tirées d'une étude récente que nous avons menée sur les comportements et les attitudes des couples mariés et en union libre (LAPIERRE-ADAMCYK *et al.*, 1999, p. 23). Cette étude a montré que les valeurs familiales véhiculées par les couples cohabitants et les couples mariés ne sont plus tout à fait les mêmes, laissant ainsi supposer qu'un changement de nature est en train de se produire. « L'union libre ne serait pas simplement un nouveau cadre de la vie de couple qui véhiculerait les mêmes valeurs que celles du mariage, mais serait au contraire une nouvelle forme d'union à laquelle seraient attachées de nouvelles valeurs. » Et c'est au Québec, où l'union libre a pris le plus d'ampleur, que les répondants seraient les plus nombreux à adopter des attitudes qui vont dans le sens d'une redéfinition de la vie conjugale. Enfin, tout comme nos résultats le suggèrent ici, cette étude révèle également que le travail serait plus central dans la vie des Québécoises que des Ontariennes. Clairement, des changements profonds, dont on commence seulement à mesurer l'ampleur, sont en train de s'opérer dans

les modes de formation et de fonctionnement des couples et des familles. D'autres recherches seront sans doute nécessaires si l'on espère mieux comprendre la signification et le rôle de l'union libre, dont l'expérience est encore courte, dans l'évolution de la famille.

Céline LE BOURDAIS

Centre interuniversitaire d'études démographiques,  
INRS - Urbanisation.

Ghyslaine NEILL

Centre interuniversitaire d'études démographiques,  
INRS - Urbanisation.

Nicole MARCIL-GRATTON

Centre interuniversitaire d'études démographiques,  
Université de Montréal.

### BIBLIOGRAPHIE

- BALAKRISHNAN, T.R., Évelyne LAPIERRE-ADAMCYK et Karl KROTKI  
1993 *Family and Childbearing in Canada*, Toronto, University of Toronto Press.
- BECKER, G.S.  
1981 *A Treatise on the Family*, Cambridge, Harvard University Press.
- BURCH, Thomas K. et Ashok K. MADAN  
1986 *Formation et rupture d'unions. Résultats de l'Enquête sur la famille de 1984*, Ottawa, Statistique Canada.
- CHERLIN, Andrew J.  
1992 *Marriage, Divorce, Remarriage*, Cambridge, Harvard University Press (édition révisée et augmentée).
- DESROSIERS, Hélène et Céline LE BOURDAIS  
1996 « Progression des unions libres et avenir des familles biparentales », *Recherches féministes*, 9, 2 : 65-83.
- DUCHESNE, Louis  
1996 *La situation démographique au Québec*, Québec, Bureau de la statistique.
- DUMAS, Jean et Alain BÉLANGER  
1997 « Les unions libres au Canada à la fin du XX<sup>e</sup> siècle », dans : *Rapport sur l'état de la population du Canada 1996. La conjoncture démographique*, Ottawa, Statistique Canada, 125-192.

FURSTEMBERG, Frank F.

- 1988 « Good Dads – Bad Dads : Two Faces of Fatherhood », dans : A.J. CHERLIN (dir.), *The Changing American Family and Public Policy*, Washington (D.C.), Urban Institute Press, 193-218.

LAPIERRE-ADAMCYK, Évelyne, Céline LE BOURDAIS et Nicole MARCIL-GRATTON

- 1999 « Vivre en couple pour la première fois : la signification du choix de l'union libre au Québec et en Ontario », *Cahiers québécois de démographie*, 28, 1-2 : 199-228.

LE BOURDAIS, Céline et Ghyslaine NEILL

- 1998 « Are mom and dad married ? and does it matter for the future of the family ? », dans *Contributions to Family Demography. Essays in Honour of Dr. Wayne W. McVey Jr.*, Edmonton, Department of Sociology, University of Alberta, 75-97.

MARCIL-GRATTON, Nicole

- 1998 « Grandir avec maman et papa ? Les trajectoires familiales complexes des enfants canadiens », Ottawa, Statistique Canada, août.

POULAIN, Michel, Benoît RIANDEY et Jean-Marie FIRDION

- 1991 « Enquête biographique et registre belge de population : une confrontation des données », *Population*, 46, 1 : 65-87.

NOCK, Steven L.

- 1995 « A comparison of marriages and cohabiting relationships », *Journal of Family Issues*, 16, 1 : 53-76.

RUGGLES, Steven

- 1997 « The rise of divorce and separation in the United States, 1880-1990 », *Demography*, 34, 4 : 455-466.

STARKEY, James L.

- 1991 « Wive's earnings and marital instability : another look at the independence effect », *The Social Science Journal*, 28, 4 : 501-521.

TZENG, Jessie M. et Robert D. MARE

- 1995 « Labor market and socioeconomic effects on marital stability », *Social Science Research*, 24 : 329-351.

VILLENEUVE-GOKALP, Catherine

- 1990 « Du mariage aux unions sans papier : histoire récente des transformations conjugales », *Population*, 45, 2 : 265-298.