

## Article

---

« Effet de la précarité économique sur la formation d'une première union au Canada »

Jaël Mongeau, Ghyslaine Neill et Céline Le Bourdais

*Cahiers québécois de démographie*, vol. 30, n° 1, 2001, p. 3-28.

Pour citer cet article, utiliser l'adresse suivante :

<http://id.erudit.org/iderudit/010297ar>

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](mailto:erudit@umontreal.ca)

## **Effet de la précarité économique sur la formation d'une première union au Canada**

Jaël MONGEAU, Ghyslaine NEILL et Céline LE BOURDAIS \*

*Deux thèses ont été avancées pour expliquer la baisse de popularité du mariage dans bon nombre de pays occidentaux. Becker soutient que le travail rémunéré des femmes aurait diminué l'attrait du mariage, en réduisant les avantages économiques attendus de cette forme d'union. Mais selon Oppenheimer, c'est la détérioration du statut économique des hommes, plus que la montée de l'emploi féminin, qui serait à l'origine du déclin observé. À l'aide des données de l'Enquête sociale générale sur la famille réalisée par Statistique Canada en 1995, cet article cherche à tester ces deux hypothèses, en examinant l'influence de la précarité en emploi des hommes et des femmes sur leur propension à former une première union ainsi que sur le type d'union choisi. L'hypothèse de Becker se vérifie pour les générations les plus anciennes, et celle d'Oppenheimer permet de mieux comprendre les comportements matrimoniaux des générations plus récentes. Dans les premières, la précarité économique serait associée à une propension plus grande des femmes à se marier; dans les secondes, elle serait liée à un risque moindre de mariage chez les hommes et à un risque accru de connaître une union libre chez les femmes. English abstract at the end of the article.*

Depuis maintenant plus de vingt ans, les comportements conjugaux des femmes et des hommes se sont radicalement transformés au Canada. Le recul du mariage et la montée de l'union libre comme mode d'entrée dans la vie conjugale et familiale en témoignent de manière éloquente (Desrosiers et Le Bourdais, 1996; Lapierre-Adamcyk et al., 2000). Au début des années 1970, environ 84 % des Canadiens privilégiaient le mariage pour entamer leur carrière conjugale; au

---

\* Jaël Mongeau et Céline Le Bourdais : Centre interuniversitaire d'études démographiques (CIED) et Institut national de la recherche scientifique (INRS)-Urbanisation, culture et société; Ghyslaine Neill : Institut de la statistique du Québec. Ce texte a fait l'objet d'une communication au colloque « Études des transitions et trajectoires en démographie » de l'Association des démographes du Québec, lors du 68<sup>e</sup> Congrès de l'ACFAS tenu à Montréal en mai 2000. Les auteurs remercient Nathalie Vachon et Julie Archambault pour la préparation des données et la mise en forme des graphiques.

début des années 1990, cette proportion n'est plus que de 43 %. Le recul du mariage au cours de cette période est encore plus marqué au Québec, où la proportion de ceux et celles qui inscrivent leur première union dans ce cadre est passée d'environ 80 % à 20 % (Dumas et Bélanger, 1997).

Pour expliquer la baisse de popularité du mariage dans bon nombre de pays occidentaux, plusieurs auteurs évoquent « l'hypothèse de l'indépendance économique » (« independence hypothesis ») formulée par Becker (1981) dans les années 1970. S'appuyant sur la notion d'échange économique, Becker affirme que l'interdépendance des conjoints est nécessaire au mariage puisque la spécialisation des femmes dans la production familiale et celle des hommes dans la production économique permettent à chacun des partenaires de réaliser un bénéfice. Par l'indépendance économique accrue qu'il procure, le travail rémunéré des femmes contribuerait à réduire les avantages économiques qu'elles peuvent attendre du mariage, et l'attrait même de cette forme d'union s'en trouverait dès lors diminué.

La vérification empirique des hypothèses de Becker à l'aide de données et de méthodes d'analyse de type longitudinal a, dans plusieurs cas, montré que le niveau d'instruction et la situation d'emploi des femmes avaient peu, voire très peu, d'impact sur le mariage (Blossfeld, 1995; Oppenheimer et al., 1997). Cela tient peut-être au fait, comme l'affirme Oppenheimer (1994), que la capacité de former une famille et de lui assurer un niveau de vie économiquement acceptable est aujourd'hui fonction de la position que les deux conjoints (plutôt qu'un seul) occupent dans les structures de l'emploi. Si tel est le cas, la portée explicative de l'hypothèse d'indépendance formulée par Becker s'en trouverait sévèrement limitée.

De son côté, Oppenheimer (1994) soutient que les grandes mutations des structures économiques ont non seulement accru la participation des femmes au marché du travail mais également influencé les modalités de participation des hommes à l'emploi. Selon elle, ce serait la détérioration du statut économique des hommes plutôt que la progression de l'emploi féminin qui serait à l'origine du déclin observé du mariage. Les difficultés d'insertion des hommes — surtout des plus jeunes — dans une carrière stable auraient pour effet de retarder leur entrée dans le mariage. Ses travaux empiriques, qui cherchent à prendre en compte « l'avancement dans la carrière » (« career maturity ») des individus, semblent en fait montrer que l'étape atteinte dans le cycle d'emploi et les variables de statut écono-

mique seraient, chez les hommes, d'importants prédictors du mariage (Oppenheimer et al., 1997).

Les travaux d'Oppenheimer, tout comme ceux de plusieurs auteurs, accordent peu de place à l'union libre pour rendre compte de la baisse du mariage. L'union libre, souvent vue comme l'équivalent de fiançailles, ne serait qu'un état transitoire, une étape qui aurait tout simplement pour effet de retarder le mariage. Au Québec pourtant, les travaux de Dumas et Bélanger (1997), qui reprennent la typologie élaborée par Villeneuve-Gokalp (1990), tendent à montrer qu'à partir de la fin des années 1970, une union libre sur cinq pouvait déjà être considérée comme un substitut au mariage, c'est-à-dire comme perdurant au-delà de six mois après la naissance d'un premier enfant; de plus, une proportion non négligeable (39 %) d'unions libres pouvaient également être considérées comme « stables », c'est-à-dire comme unissant toujours les deux mêmes partenaires sans enfant trois ans après le début de l'union. Si beaucoup de couples ne se marient jamais, on sait cependant que les unions libres sont plus instables que les mariages (Le Bourdais et al., 2000). L'une des explications proposées est que les couples dont la situation économique n'est pas suffisamment stable préfèrent l'union libre au mariage (Mongeau, 1999).

Dans le cadre de cet article, nous nous proposons, dans un premier temps, d'examiner l'influence que la précarité en emploi des hommes et des femmes exerce sur leur propension à former une première union. Nous chercherons plus précisément à voir si l'hypothèse avancée par Oppenheimer, selon laquelle la précarité en emploi des hommes réduirait leurs chances de se marier, est valable pour l'entrée en première union, tous types d'unions confondus. De même, nous nous demanderons si l'hypothèse formulée par Becker voulant que la précarité en emploi des femmes accroisse leurs chances de se marier s'applique à l'ensemble des unions.

Dans un deuxième temps, nous tenterons de voir dans quelle mesure la précarité économique des hommes et des femmes conditionne le type d'union choisi. Nous vérifierons plus précisément dans quelle mesure la précarité en emploi des hommes diminue leur propension à choisir le mariage comme porte d'entrée dans la vie conjugale mais augmente leurs chances de choisir l'union libre. La précarité économique influencerait de façon inverse sur la propension des femmes à entrer en union par mariage ou par union libre. Pour ce faire,

nous utiliserons les données de l'Enquête sociale générale sur la famille réalisée en 1995, et nous aurons recours à la méthode de l'analyse des transitions.

## **STRATÉGIE D'ANALYSE**

### **Les données**

Les données sur lesquelles s'appuie l'analyse proviennent de l'Enquête sociale générale (ESG) sur la famille (cycle 10) réalisée par Statistique Canada en 1995. L'enquête, menée auprès d'un échantillon stratifié d'un peu plus de 10 500 répondants (5914 femmes et 4835 hommes) âgés de 15 ans ou plus, fournit des informations rétrospectives sur l'histoire conjugale et professionnelle de chaque individu. On connaît notamment la chronologie de l'ensemble des unions des répondants (unions libres et mariages) et les modalités de formation et de dissolution de chacune de ces unions <sup>1</sup>, ainsi que la chronologie de leurs emplois réguliers et de leurs interruptions de travail (de six mois ou plus) <sup>2</sup>. En combinant ces deux types d'informations, on peut examiner comment la trajectoire professionnelle suivie influence l'entrée dans la vie conjugale.

Nous nous intéressons ici aux risques qu'ont les individus de former une première union avant l'âge de 35 ans. L'échantillon retenu compte 3059 hommes et 3529 femmes qui étaient âgés de 25 à 69 ans au moment de l'enquête et dont nous avons pu reconstituer l'histoire conjugale et professionnelle. La balise inférieure a été fixée à 25 ans afin d'exclure de l'analyse les jeunes de 15-24 ans dont l'histoire conjugale et professionnelle est encore bien peu avancée; la balise supérieure de 69 ans vise à éviter les problèmes de sélectivité et de mémoire associés aux âges avancés. Parmi les répondants retenus pour fins d'analyse, 2608 hommes et 3183 femmes, soit 85 % des premiers et 90 % des secondes, avaient formé une première union (mariage ou union libre) avant l'âge de 35 ans.

---

<sup>1</sup> Pour chacune des unions vécues par les répondants, on connaît l'âge (avec une décimale) à l'entrée en union et à la sortie d'union.

<sup>2</sup> Les informations recueillies portent sur les emplois (jusqu'à concurrence de cinq) occupés à temps plein ou à temps partiel par les répondants ne fréquentant pas l'école à temps plein et ayant commencé à travailler de manière régulière, c'est-à-dire depuis au moins six mois. On connaît l'âge (avec une décimale) à l'entrée dans chaque emploi ainsi que l'âge au début et la durée (en mois) de chaque interruption d'emploi ayant duré au moins 6 mois.

### **La cohorte de naissance**

Afin de tenir compte de l'évolution des structures du marché du travail et des comportements conjugaux, nous avons introduit la cohorte de naissance dans l'analyse<sup>3</sup>, en distinguant trois périodes : avant les années 1950, durant les années 1950 et durant les années 1960. Pour la majorité des personnes nées avant 1950, l'entrée dans la vie conjugale s'est faite dans le cadre du mariage; dans cette cohorte, les hommes ont joui d'une insertion sur le marché du travail relativement facile, et la présence en emploi des femmes est restée largement associée aux rythmes de la vie conjugale et familiale. Par comparaison, les individus nés dans les années 1960 ont connu une situation davantage marquée par la diversification des modalités d'entrée en union, d'une part, et la précarisation de l'emploi, d'autre part.

### **La précarité économique**

C'est à partir des informations sur l'insertion en emploi et l'attachement au marché du travail que nous avons tenté de saisir l'effet de la précarité économique sur le risque de former une première union. Il aurait sans doute été préférable d'utiliser également le revenu comme source d'information, puisqu'il n'est pas nécessaire de travailler pour avoir un revenu régulier; malheureusement, l'ESG ne permet pas de suivre rétrospectivement l'évolution du revenu des individus dans le temps. Cela dit, on peut penser que, pour la plupart des gens, l'insuffisance ou l'irrégularité des revenus sont reliées à l'instabilité dans l'emploi. En tenant compte tant de la présence en emploi que des périodes de sortie d'activité (interruptions d'emploi de six mois ou plus), on devrait être en mesure de saisir l'effet de la précarité économique sur le rythme et les modalités d'entrée dans la première union. On notera toutefois que notre mesure de la précarité économique reste fruste. L'ESG n'ayant recueilli aucune information sur les interruptions d'emploi ayant duré moins de six mois, il est impossible de repérer les individus qui ont occupé une série de petits emplois précaires entrecoupés de courts arrêts de travail. La variable retenue dans les analyses est constituée de trois modalités dont la valeur pour chaque individu peut changer au cours du temps : 1) l'individu n'a jamais travaillé (et n'a donc vécu aucune interruption

---

<sup>3</sup> La liste des variables prises en considération figure au tableau 1.

d'emploi); 2) l'individu a travaillé et n'a connu aucune interruption d'emploi; et 3) l'individu a travaillé et a connu au moins une interruption de travail. Au début de l'observation, soit à partir du moment où les individus sont exposés au risque de former une union (fixé ici à 15 ans), la plupart n'ont jamais occupé d'emploi régulier; ils sont donc classés dans la catégorie « n'a jamais travaillé ». À mesure que le temps file, qu'ils entrent sur le marché du travail et connaissent ou non des interruptions de travail, leur statut professionnel change; ils sont donc classés successivement dans la deuxième ou la troisième catégorie, en fonction de leur histoire professionnelle.

### **L'instruction**

Pour raffiner notre mesure de la précarité économique, nous incluons également le niveau d'instruction. En effet, on peut supposer que les personnes dotées d'un meilleur bagage académique en entrant sur le marché du travail trouvent plus facilement un emploi stable (Betcherman et Leckie, 1997) et sont, de ce fait, moins susceptibles de subir un ou des épisodes de précarité économique. Selon les hypothèses faites au départ, on pourrait donc s'attendre à ce que les hommes plus scolarisés soient plus enclins à choisir le mariage que l'union libre et, inversement, à ce que les femmes plus scolarisées choisissent davantage l'union libre que le mariage. À cet égard, on remarquera que les quelques recherches empiriques cherchant à établir les liens entre niveau d'instruction et entrée en union par mariage ont donné des résultats divergents (voir la comparaison des résultats d'analyse de six pays dans Blossfeld, 1995).

L'ESG contient des informations sur le niveau de scolarité atteint au moment de l'enquête et l'âge auquel les répondants ont terminé leurs études. Pour les répondants qui ont fait des études avancées ou ont repris leurs études après un arrêt plus ou moins long, on ne connaît pas le niveau de scolarité atteint au moment où ils étaient exposés au risque de former une première union. Nous avons élaboré une grille nous permettant de définir le niveau de diplomation théoriquement atteint par les répondants à chaque âge, compte tenu du niveau atteint au moment de l'enquête. Par exemple, nous posons qu'on ne peut détenir de diplôme d'études secondaires avant d'avoir atteint l'âge de 17 ans ou de diplôme universitaire avant 22 ans (voir l'annexe 1 pour une explication sommaire de la construction de cette grille). Cette variable, dont la valeur pour un même indivi-

du peut changer au fil du temps, se divise en quatre catégories : 1) diplôme universitaire; 2) diplôme post-secondaire; 3) diplôme secondaire; et 4) moins qu'un diplôme secondaire.

Nous avons également introduit une autre caractéristique variant dans le temps qui nous indique, à mesure que les répondants avancent en âge, si oui ou non ils avaient terminé leurs études. Thornton et al. (1995) ont montré que la poursuite des études réduisait la propension à entrer en union, et ce plus pour le mariage que pour l'union libre. Selon eux, il y aurait incompatibilité de rôles entre vie de couple et poursuite des études, incompatibilité qui toucherait davantage le mariage, ce dernier type d'union étant un engagement à plus long terme que l'union libre.

### **Les autres variables**

L'analyse inclut également d'autres variables qui, d'après les études recensées, semblent influencer la propension des hommes et des femmes à former une première union : la région de résidence à l'enquête, le lieu de naissance des parents et la stabilité de la famille d'origine. Selon la littérature, l'union libre n'est pas pratiquée avec la même intensité ni de la même façon au Québec que dans le reste du Canada (Lapierre-Adamcyk et al., 1999). Même si l'ESG renseigne sur le lieu de résidence à l'enquête plutôt qu'au moment où les individus étaient susceptibles d'entamer leur vie conjugale, nous avons introduit une variable dichotomique opposant les résidents du Québec à ceux du reste du Canada pour tenir compte de cette disparité. Par ailleurs, on peut penser que les répondants dont les parents ne sont pas nés en Amérique du Nord ont grandi dans un environnement plus traditionnel, accordant passablement d'importance au mariage comme cadre d'entrée dans la vie de couple. À l'opposé, la pression parentale en faveur du mariage a peut-être été moins forte parmi les enfants dont au moins l'un des deux parents est né en Amérique du Nord. Pour tenir compte de cette influence, nous avons créé une variable indiquant si au moins l'un des deux parents est né en Amérique du Nord.

Enfin, nous avons cherché à prendre en compte l'environnement familial dans lequel les répondants ont vécu avant d'atteindre l'âge de 15 ans. À cet égard, les résultats de recherches récentes montrent que les enfants nés en famille monoparentale ou ayant vécu la rupture d'union de leurs parents

tendent à entrer plus jeunes en union et à privilégier l'union libre (pour une recension, voir Le Bourdais et Marciel-Gratton, 1998). La variable retenue comporte quatre modalités<sup>4</sup> : jusqu'à l'âge de 15 ans, le répondant 1) a vécu avec ses deux parents; 2) a vécu le décès d'un parent ou la séparation des deux parents; 3) est né en situation de monoparentalité et a fait, le cas échéant, l'expérience d'autres situations parentales; et 4) a vécu en dehors d'un contexte parental (en foyer d'accueil ou avec d'autres personnes apparentées à lui).

Le tableau 1 présente la distribution des répondants pour chacune des variables retenues dans l'analyse. Comme la cohorte plus ancienne couvre une plus grande période, notre échantillon compte un plus fort pourcentage (38 %) d'hommes et de femmes nés avant 1950. Un peu plus du quart des personnes résidaient au Québec au moment de l'enquête; les trois quarts avaient au moins un parent né en Amérique du Nord, et 80 % ont vécu avec leurs deux parents jusqu'à l'âge de 15 ans. Au moment de l'enquête, les hommes étaient légèrement plus scolarisés que les femmes; un pourcentage égal (10 %) d'hommes et de femmes avaient connu au moins une interruption de travail, mais presque deux fois plus de femmes (28 %) que d'hommes (15 %) n'avaient jamais travaillé.

### **La méthode d'analyse**

L'étude des facteurs associés à la formation d'une première union repose sur la méthode de l'analyse des transitions<sup>5</sup> (Allison, 1984), qui combine l'approche des tables d'extinction et celle de la régression. Techniquement, la variable dépendante est le risque instantané de former une première union avant l'âge de 35 ans. Pour calculer les effets que les différentes variables exercent sur ce risque de former une première union, nous utilisons la régression semi-paramétrique à risques proportionnels, aussi appelée modèle de Cox (1972). Ce modèle permet de tenir compte de l'ensemble des variables fixes et variant dans le temps décrites précédemment.

Les coefficients de l'analyse des transitions sont présentés dans les tableaux sous leur forme exponentielle (rapports de risque). Toutes les variables retenues sont entrées dans le modèle sous forme dichotomique ou polydichotomique, et les

---

<sup>4</sup> Cette variable a été créée à partir des données utilisées par Pascale Beaupré (1999) dans le cadre de son mémoire de maîtrise.

<sup>5</sup> « Event-history analysis », parfois appelée « analyse des biographies ».

TABLEAU 1 — Valeurs moyennes des variables indépendantes incluses dans l'analyse

Variable	Hommes	Femmes
Cohorte de naissance		
1925-1949	38,7	38,2
1950-1959	29,6	30,4
1960-1969	31,7	30,4
Résidence à l'enquête		
Québec	27,2	28,0
Reste du Canada	72,8	72,0
Lieu de naissance des parents		
Au moins un parent né en Amérique du Nord	74,6	77,6
Aucun parent né en Amérique du Nord	25,4	22,4
Stabilité de la famille d'origine		
Deux parents, stable	80,2	81,6
Deux parents, dissolution	15,0	13,9
Monoparentale	1,4	1,2
Autre	3,4	3,3
Niveau de diplomation atteint à l'enquête		
Universitaire	21,0	15,3
Post-secondaire	31,4	30,3
Secondaire	24,9	31,8
Moins qu'un diplôme secondaire	22,6	22,6
Études complétées à l'enquête (oui)	71,1	70,7
Trajectoire professionnelle suivie à l'enquête		
Jamais travaillé, aucune interruption	14,9	28,1
A travaillé, aucune interruption	74,5	61,8
A travaillé, au moins une interruption	10,6	10,1
Total (N) <sup>a</sup>	3059	3529

Source : Statistique Canada, 1995. Enquête sociale générale sur la famille (cycle 10).

a. Pondération ramenée à la taille de l'échantillon.

rapports de risque s'interprètent alors en fonction de la catégorie de référence (omise de l'équation), à laquelle est attribuée la valeur 1. Lorsque le coefficient associé à une variable est plus grand que 1, cela signifie que cette variable accroît le risque d'entrée en union par rapport à la catégorie de référence; à l'inverse, un coefficient plus petit que 1 indique que la variable réduit ce risque. L'effet des variables dont la valeur, pour un répondant, peut changer au fil du temps s'interprète de la même manière que l'effet d'une variable indépendante

dont la valeur est fixe. Ainsi, un répondant qui n'a pas encore travaillé est soumis au risque de ceux qui n'ont jamais travaillé jusqu'au moment de son premier emploi. Par la suite, il change de catégorie et est exposé au risque de former une première union avec ceux qui ont déjà travaillé, et ce jusqu'au moment de la première interruption d'emploi, s'il y a lieu. Étant donné que les variables retenues risquent d'exercer leur influence différemment selon le sexe des répondants, les analyses sont menées de façon séparée pour les hommes et pour les femmes; il en résulte que les coefficients présentés ne sont pas directement comparables d'une équation à l'autre.

### **ENTRÉES DANS LA PREMIÈRE UNION**

Le tableau 2 présente l'effet des diverses variables sur les risques qu'ont les hommes et les femmes de former une première union, que ce soit par mariage ou par union libre. Chez les hommes, quand on combine entrées en union par mariage et par union libre, le risque de conclure une union n'est associé de manière significative ni à la cohorte de naissance, ni au lieu de résidence, ni au niveau de diplomation atteint. La séparation des parents et la vie en famille monoparentale n'exercent pas non plus d'effet significatif sur le risque qu'ont les hommes d'entrer en première union.

Les seules variables ayant un impact significatif sur le rythme de formation d'une union sont le lieu de naissance des parents et la trajectoire professionnelle suivie. Ainsi, les hommes dont les deux parents sont nés hors de l'Amérique du Nord ont 25 % moins de chances de se mettre en union que ceux dont au moins un des parents est né en Amérique du Nord. On observe également que les hommes qui n'ont pas encore commencé à travailler de façon régulière ont la moitié moins de chances d'entrer en union que ceux qui n'ont connu aucune interruption (d'au moins six mois) depuis le début de leur emploi régulier. Quant à ceux qui ont connu au moins une interruption de travail, ils ont 28 % moins de chances d'entrer en union. L'hypothèse avancée par Oppenheimer, à l'effet que la précarité professionnelle des hommes réduit leurs chances de former une union, se trouverait ainsi, dans un premier temps, vérifiée.

Contrairement aux hommes, les femmes paraissent plus susceptibles de conclure une union lorsqu'elles ont connu une interruption de travail que lorsqu'elles ont travaillé sans inter-

TABLEAU 2 — impact de certaines caractéristiques sur les risques d'entrée en première union des hommes et des femmes : rapports de risques du modèle semi-paramétrique (Cox)<sup>a</sup>

Variable <sup>b</sup>	Hommes	Femmes
Cohorte de naissance (1960-1969)	1	1
1950-1959	1,04	1,23***
1925-1949	1,07	1,03
Résidence à l'enquête (reste du Canada)	1	1
Québec	1,05	0,85***
Lieu de naissance des parents		
Au moins un des deux né en Amérique du Nord	1	1
Aucun né en Amérique du Nord	0,75***	0,83***
Stabilité de la famille d'origine (deux parents, stable)	1	1
Deux parents, dissolution	1,02	1,05
Monoparentale	1,05	0,95
Autres	1,27*	1,15
Niveau de diplomation atteint (secondaire)	1	1
Universitaire	1,04	1,08
Post-secondaire	1,03	0,96
Moins qu'un diplôme secondaire	0,98	1,31***
Études complétées (oui)	1	1
Non	0,93	0,52***
Trajectoire professionnelle		
Jamais travaillé, aucune interruption	0,46***	0,72***
A travaillé, aucune interruption	1	1
A travaillé, au moins une interruption	0,72***	1,33***

Source : Statistique Canada, 1995. Enquête sociale générale sur la famille (cycle 10).

- a. Les analyses sont basées sur 3059 hommes et 3529 femmes. Les coefficients représentent  $\text{EXP } \beta$  et les seuils de signification sont les suivants : \*\*\*  $p < 0,001$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*  $p < 0,05$ .
- b. Les variables en italiques varient dans le temps, c'est-à-dire que la valeur qu'elles prennent peut changer à mesure que les répondants avancent en âge.

ruption. Ainsi, comme le postule Becker, l'instabilité en emploi accélérerait l'entrée en union des femmes.

Par ailleurs, on remarquera que les femmes ont la moitié moins de chances d'entrer en union quand elles n'ont pas terminé leurs études, alors que le fait d'avoir ou non fini leurs études n'a aucun effet significatif sur le risque d'entrée en union des hommes. On peut penser qu'un certain nombre de femmes, surtout celles des générations plus anciennes, ont

abandonné leurs études au moment de se mettre en union. C'est peut-être pour cette raison que les femmes n'ayant pas obtenu leur diplôme secondaire ont 31 % plus de chances de former une union que les autres. Pour elles, l'accès aux ressources économiques passerait essentiellement par la formation d'une union, comme le postule Becker.

Soulignons enfin que le lieu de naissance des parents constitue, tout comme chez les hommes, un prédicteur significatif des risques d'entrer en union des femmes. Celles dont au moins un des deux parents est né en Amérique du Nord sont plus enclines à former une première union que celles dont les deux parents sont nés hors de l'Amérique du Nord. Par ailleurs, le fait de résider au Québec au moment de l'enquête influence négativement la propension des femmes à former une première union alors que cette variable n'a aucune incidence chez les hommes.

### **UNION LIBRE OU MARIAGE ?**

Pour examiner dans quelle mesure la précarité économique influence le choix d'entrer en union par mariage ou par union libre, nous avons repris le même modèle, mais en l'appliquant cette fois de façon séparée pour les deux modalités d'entrée dans la conjugalité. Lorsqu'on étudie la formation d'union par mariage, les répondants sont exclus du groupe exposé au risque à partir du moment où ils commencent à vivre en union libre avec un partenaire; ces cas sont alors considérés comme tronqués. Inversement, les répondants qui se sont mariés sans avoir cohabité au préalable sont considérés comme tronqués à partir du moment où survient le mariage dans l'analyse de la formation des unions libres. Les résultats de ces analyses séparées sont présentés au tableau 3; on se rappellera que les coefficients attachés à chacune des variables ne sont pas directement comparables d'une équation à l'autre.

Lorsqu'on tient compte du mode d'entrée dans la première union, les coefficients associés à la cohorte de naissance et à la région de résidence des répondants deviennent hautement significatifs, soulignant les importants changements de comportements qui se sont produits au fil des différentes cohortes et selon les régions. Tant chez les hommes que chez les femmes, les générations plus anciennes sont nettement plus enclines que les générations récentes à avoir choisi le mariage comme porte d'entrée dans la vie conjugale, et beaucoup moins

TABLEAU 3 — Impact de certaines caractéristiques sur les risques d'entrée en première union des hommes et des femmes, selon le type d'union : rapports de risques du modèle semi-paramétrique (Cox) <sup>a</sup>

Variable <sup>b</sup>	Hommes		Femmes	
	Mariage	Union libre	Mariage	Union libre
Cohorte de naissance (1960-1969)	1	1	1	1
1950-1959	1,58***	0,59***	1,80***	0,66***
1925-1949	2,28***	0,11***	1,98***	0,10***
Résidence à l'enquête (reste du Canada)	1	1	1	1
Québec	0,80***	1,89***	0,68***	1,54***
Lieu de naissance des parents				
Au moins un des deux né en Amér. du N.	1	1	1	1
Aucun né en Amérique du Nord	0,86**	0,44***	0,95	0,45***
Stabilité de la famille d'origine (deux parents, stable)	1	1	1	1
Deux parents, dissolution	0,94	1,19	0,94	1,34**
Monoparentale	1,22	0,74	0,65	2,12**
Autres	1,28*	1,20	1,04	1,46*
Niveau de diplomation atteint (secondaire)	1	1	1	1
Universitaire	1,08	0,93	1,04	1,28*
Post-secondaire	1,05	1,05	0,95	1,05
Moins qu'un diplôme secondaire	0,97	1,04	1,31***	1,33*
Études complétées (oui)	1	1	1	1
Non	0,93	0,90	0,45***	0,77**
Trajectoire professionnelle				
Jamais travaillé, aucune interruption	0,41***	0,59***	0,76***	0,61***
A travaillé, aucune interruption	1	1	1	1
A travaillé, au moins une interruption	0,59***	1,01	1,42***	1,06

Source : Statistique Canada, 1995. Enquête sociale générale sur la famille (cycle 10).

- a. Les analyses sont basées sur 3059 hommes et 3529 femmes. Les coefficients représentent  $EXP \beta$  et les seuils de signification sont les suivants : \*\*\*  $p < 0,001$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*  $p < 0,05$ .
- b. Les variables en italiques varient dans le temps, c'est-à-dire que leur valeur peut changer à mesure que les répondants avancent en âge.

portées à avoir opté pour la cohabitation. Ainsi, comparative-ment aux individus nés entre 1960 et 1969, les générations masculines et féminines nées avant 1950 ont environ deux fois plus de chances d'entrer en première union par le mariage; inversement, elles ont 90 % moins de chances de le faire par l'union libre. Par ailleurs, les résidents du Québec sont nettement moins enclins que ceux du reste du Canada à privilégier le mariage pour entamer leur vie conjugale, et plus suscep-

tibles de choisir l'union libre, confirmant en cela les résultats obtenus dans d'autres études.

Lorsqu'on tient compte du cheminement conjugal suivi, on remarque que le fait que les deux parents ne soient pas nés en Amérique du Nord a pour effet de réduire davantage les chances de former une union libre que celles de conclure un mariage. Ce résultat va dans le sens de l'hypothèse avancée à l'effet qu'un climat plus traditionnel, privilégiant le mariage, existe au sein de ces familles. Par ailleurs, l'environnement familial dans lequel les répondants ont grandi semble influencer la propension des femmes à entrer en union plus que celle des hommes. Ainsi, conformément aux résultats obtenus dans d'autres travaux, les femmes qui sont nées en famille monoparentale ou qui ont connu la séparation de leurs parents paraissent nettement plus enclines à former une union libre que celles qui ont grandi avec leurs deux parents. On peut penser que, dans la très grande majorité des cas, les familles monoparentales sont dirigées par des femmes et que les filles ont plus tendance à reproduire le rôle familial joué par leur mère que les garçons.

La prise en compte du type d'union choisi à l'entrée dans la conjugalité a aussi pour effet de modifier sensiblement les coefficients associés à la précarité économique, qu'elle soit approchée par le biais de l'instruction ou de l'instabilité en emploi. Le fait d'avoir vécu au moins une interruption de travail plutôt que d'avoir travaillé de façon ininterrompue n'exerce aucun effet significatif sur la propension des hommes ou des femmes à former une union libre. Par contre, l'instabilité professionnelle semble influencer de façon très différente sur l'entrée en mariage des hommes et des femmes. À cet égard, le tableau 3 montre que le fait d'avoir connu au moins une interruption de travail décourage fortement l'entrée en union par mariage chez les hommes (le rapport de risque est de 0,59 comparativement à 1 pour ceux qui se sont maintenus de façon continue en emploi), mais l'encourage très nettement chez les femmes (1,42). On peut supposer, à l'instar d'Oppenheimer, que le mariage, considéré comme une forme d'union plus engageante, nécessite pour les hommes un parcours professionnel plus stable et que, de ce fait, ceux qui font l'expérience de longues interruptions d'emploi ne possèdent pas les attributs nécessaires pour y accéder. À l'inverse, à la suite de Becker, on peut penser que moins les femmes sont attachées à l'emploi, plus elles sont enclines à se marier.

Le fait de tenir compte du type d'union influence peu les coefficients associés aux variables relatives à l'instruction chez les hommes, mais avive les différences chez les femmes. Lorsqu'on examine l'entrée en union par mariage, les femmes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires ont plus de chances de se marier que leurs consœurs ayant obtenu un diplôme secondaire. Ce résultat tend à confirmer l'hypothèse d'indépendance économique formulée par Becker, voulant que les femmes moins bien nanties au plan économique cherchent davantage à assurer leur avenir par le mariage. Cela dit, on remarquera que les femmes les moins scolarisées et les femmes les plus instruites sont les unes et les autres plus enclines que leurs consœurs diplômées du secondaire à entrer dans la conjugalité par l'union libre. Ce résultat tient sans doute en partie au fait que l'union libre n'a pas été adoptée au même rythme à travers les cohortes par les divers groupes de femmes; d'ailleurs, on peut supposer que la propension des femmes à arrêter le travail ou les études au moment de l'entrée en union a également varié en fonction de la classe sociale et des générations. À ce chapitre, une étude récente de Turcotte et Goldscheider (1998) montre que l'effet de l'instruction sur la propension tant des femmes que des hommes à entrer en union a changé au fil du temps. Selon cette étude, les femmes les moins scolarisées étaient autrefois plus enclines à choisir le mariage comme porte d'entrée dans la vie conjugale, alors que, dans les générations plus récentes, cela serait davantage le fait des femmes les plus scolarisées. Chez les hommes, l'effet de l'instruction se serait affaibli au fil des générations.

Afin d'examiner l'impact variable dans le temps que l'instabilité en emploi et le niveau de diplomation exercent sur la propension des hommes et des femmes à choisir le mariage ou l'union libre pour commencer leur vie conjugale, nous avons introduit dans notre modèle des termes d'interaction liés à la cohorte de naissance. Si, comme on l'a vu, une plus faible scolarité est associée à une plus forte propension des femmes à entrer en union par mariage et par union libre alors que le diplôme universitaire est associé positivement à l'union libre seulement, c'est peut-être que l'effet de la scolarité a changé d'une génération à l'autre. D'autre part, on peut penser que l'absence de liens statistiques entre interruption de travail et formation d'une union libre, notée aussi bien chez les hommes que chez les femmes, est fonction de l'influence changeante dans le temps de l'instabilité en emploi. Pour vérifier si ces

relations existent ou non, nous avons construit deux variables d'interaction. La première met en relation la cohorte de naissance et le niveau de diplomation, alors que la seconde met en relation l'instabilité professionnelle et la cohorte de naissance. Les résultats de ces analyses sont présentés au tableau 4.

### **CHANGEMENTS DE L'EFFET DE LA PRÉCARITÉ ÉCONOMIQUE À TRAVERS LES COHORTES**

On remarquera d'abord que les coefficients associés aux variables qui n'entrent pas dans la construction des termes d'interaction demeurent à peu près inchangés lorsqu'on introduit les effets d'interaction dans les modèles (comparer les coefficients des tableaux 3 et 4). Par contre, l'effet du niveau de diplomation et de la trajectoire professionnelle se trouve passablement altéré, ce qui s'explique par le fait que les coefficients attachés à ces variables ne peuvent plus être interprétés sans référence simultanée à l'effet de la cohorte et des termes d'interaction. Pour faciliter l'interprétation des résultats, nous avons choisi de présenter sous forme graphique l'effet variable au fil des cohortes du niveau de scolarité atteint (figure 1) et de l'instabilité en emploi (figure 2) des hommes et des femmes, en distinguant le type d'union choisi lors de l'entrée dans la conjugalité.

#### **Cohorte de naissance et niveau de diplomation**

La figure 1 présente l'évolution de l'effet, selon la cohorte de naissance, du niveau de diplomation sur la propension des hommes et des femmes à former une première union par mariage (partie supérieure de la figure) ou par union libre (partie inférieure). Le groupe de référence<sup>6</sup>, auquel sont comparés les autres groupes, est formé des personnes nées au cours des années 1960 qui ont obtenu un diplôme d'études secondaires seulement.

La figure 1 illustre clairement le recul du mariage et la progression de l'union libre comme porte d'entrée dans la vie conjugale, des générations plus anciennes aux générations plus récentes (voir aussi le tableau 3). Cela dit, on remarque que les hommes des générations plus âgées (nées entre 1925 et 1949) ont sensiblement la même propension à se marier, peu importe le niveau de scolarité atteint. L'écart entre niveaux de

<sup>6</sup> Le rapport de risque prend la valeur de 1 pour la catégorie de référence.

TABLEAU 4 — Impact de certaines caractéristiques sur les risques d'entrée en première union des hommes et des femmes, selon le type d'union : rapports de risques du modèle semi-paramétrique (Cox) <sup>a</sup>, modèle avec interactions

Variable <sup>b</sup>	Hommes		Femmes	
	Mariage	Union libre	Mariage	Union libre
Cohorte de naissance (1960-1969)	1	1	1	1
1950-1959	1,72***	0,54***	1,62***	0,53***
1925-1949	2,51***	0,07***	1,56***	0,10***
Résidence à l'enquête (reste du Canada)	1	1	1	1
Québec	0,80***	1,87***	0,68***	1,54***
Lieu de naissance des parents				
Au moins un des deux né en Amér. du N.	1	1	1	1
Aucun né en Amérique du Nord	0,87**	0,43***	0,95	0,45***
Stabilité de la famille d'origine (deux parents, stable)	1	1	1	1
Deux parents, dissolution	0,95	1,18	0,96	1,32**
Monoparentale	1,27	0,74	0,60*	2,16**
Autres	1,30*	1,15	1,05	1,44
<i>Niveau de diplomation (secondaire)</i>	1	1	1	1
Universitaire	1,53**	0,79	1,20	0,91
Post-secondaire	1,18	0,98	1,01	0,90
Moins qu'un diplôme secondaire	1,55*	1,11	1,09	1,48**
Cohorte de naissance X <i>niveau de diplomation</i>				
1950-1959 Universitaire	0,66*	1,04	0,88	1,91**
1950-1959 Post-secondaire	0,93	0,97	0,90	1,44
1950-1959 Moins qu'un dipl. secondaire	0,57*	1,12	1,61*	0,89
1925-1949 Universitaire	0,63*	3,80*	0,78	3,17**
1925-1949 Post-secondaire	0,81	2,66*	0,92	1,33
1925-1949 Moins qu'un dipl. secondaire	0,59**	0,49	1,14	0,62
<i>Études complétées (oui)</i>	1	1	1	1
Non	0,94	0,86	0,47***	0,73**
<i>Trajectoire professionnelle</i>				
Jamais travaillé, aucune interruption	0,19***	0,57***	0,44***	0,63***
A travaillé, aucune interruption	1	1	1	1
A travaillé, au moins une interruption	0,48***	0,92	0,81	0,93
Cohorte de naissance X <i>trajectoire professionnelle</i>				
1950-1959 Jamais travaillé	2,10**	1,29	1,43*	1,06
1950-1959 Au moins une interruption	1,24	1,01	1,21	1,34
1925-1949 Jamais travaillé	2,82***	0,77	2,32***	0,62
1925-1949 Au moins une interruption	1,38	2,91*	2,59***	1,20

Source : Statistique Canada, 1995. Enquête sociale générale sur la famille (cycle 10).

- a. Les analyses sont basées sur 3059 hommes et 3529 femmes. Les coefficients représentent EXP  $\beta$  et les seuils de signification sont les suivants : \*\*\*p < 0,001; \*\*p < 0,01; \*p < 0,05.
- b. Les variables en italique varient dans le temps, c'est-à-dire que leur valeur peut changer à mesure que les répondants avancent en âge.

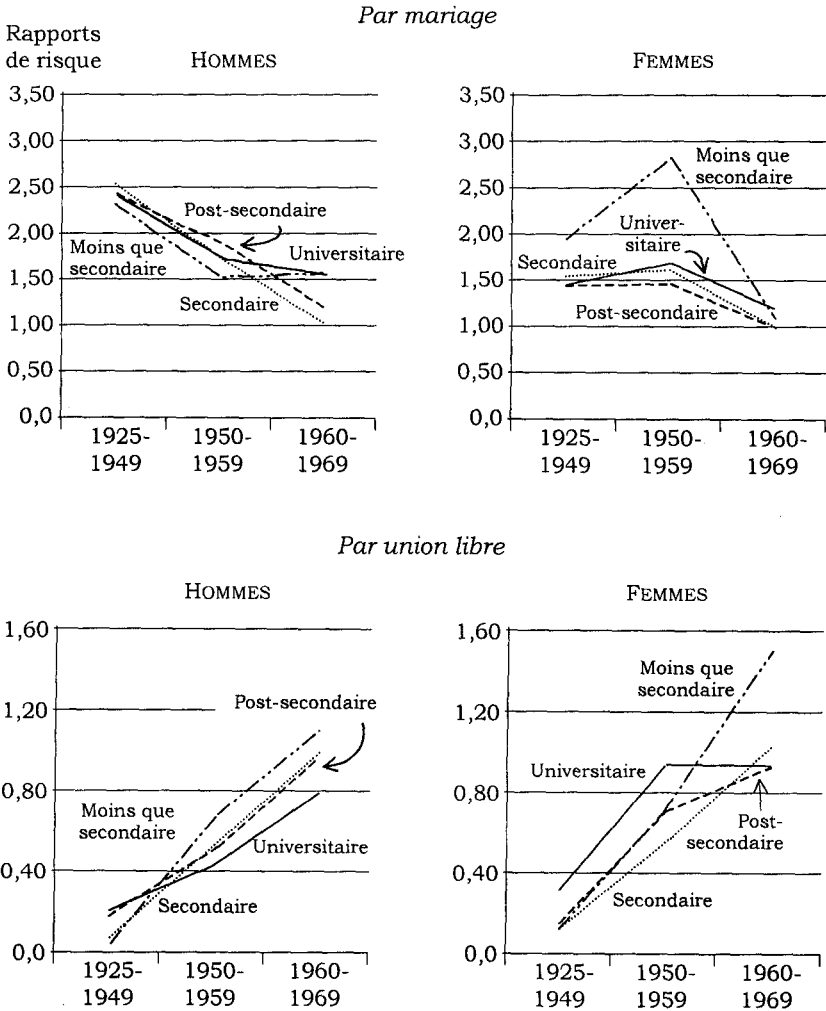


FIGURE 1 — Effet, selon la cohorte de naissance, du niveau de diplomation sur les risques d'entrée en union

diplomation se creuse à partir de la cohorte née dans les années 1950, pour aboutir à des différences marquées au sein de la plus jeune cohorte. Ainsi, parmi les hommes nés dans les années 1960, ceux qui détiennent un diplôme universitaire tout comme ceux qui ont abandonné l'école avant d'obtenir un diplôme secondaire ont environ une fois et demie plus de chances de conclure un mariage que leurs confrères détenant un diplôme secondaire.

Chez les femmes, l'évolution est différente. Dans les générations nées avant 1960, les femmes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires ont plus de chances de se marier directement que leurs consœurs détenant un diplôme d'études secondaires. À partir de la génération 1960-1969, la relation s'inverse, et ce sont dorénavant les femmes très scolarisées qui sont les plus enclines à se marier (on notera toutefois que l'écart entre les groupes n'est pas significatif au plan statistique). Tout se passe donc comme si la thèse de Becker se vérifiait au sein des générations plus âgées, et la thèse d'Oppenheimer au sein des générations plus récentes. En d'autres mots, les femmes moins scolarisées auraient investi dans le mariage pour assurer leur avenir économique au sein des générations plus anciennes, alors que la possession d'un fort capital scolaire serait aujourd'hui un préalable à l'entrée des femmes dans le mariage.

L'effet du niveau de diplomation sur l'entrée en union libre a aussi varié au fil du temps. Dans les cohortes plus anciennes, qui ont été relativement peu nombreuses à cohabiter avant le mariage, ce sont les hommes et les femmes les plus scolarisés qui ont davantage choisi l'union libre pour entamer leur vie conjugale. Au sein des générations nées dans les années 1960, ce sont dorénavant les femmes (et dans une moindre mesure les hommes) sans diplôme secondaire qui sont les plus enclines à privilégier l'union libre. Ces résultats laissent supposer que les femmes qui ont choisi ce type d'union alors qu'il était encore l'exception l'ont fait bien souvent pour s'opposer au conformisme social. Aujourd'hui, l'union libre serait davantage l'apanage des femmes peu scolarisées; cela tient peut-être au fait que cette forme d'engagement ne requiert pas nécessairement la stabilité économique associée à un niveau plus élevé de diplomation.

### **Cohorte de naissance et instabilité en emploi**

La figure 2 présente l'effet variable, selon la cohorte de naissance, de l'instabilité en emploi sur la propension des hommes et des femmes à former un mariage ou une union libre. Le groupe de référence est formé des personnes nées dans les années 1960 qui n'ont connu aucune interruption d'emploi d'au moins six mois après leur entrée sur le marché du travail.

Les femmes nées avant 1950 qui ont vécu au moins une interruption d'emploi sont les plus susceptibles d'avoir conclu

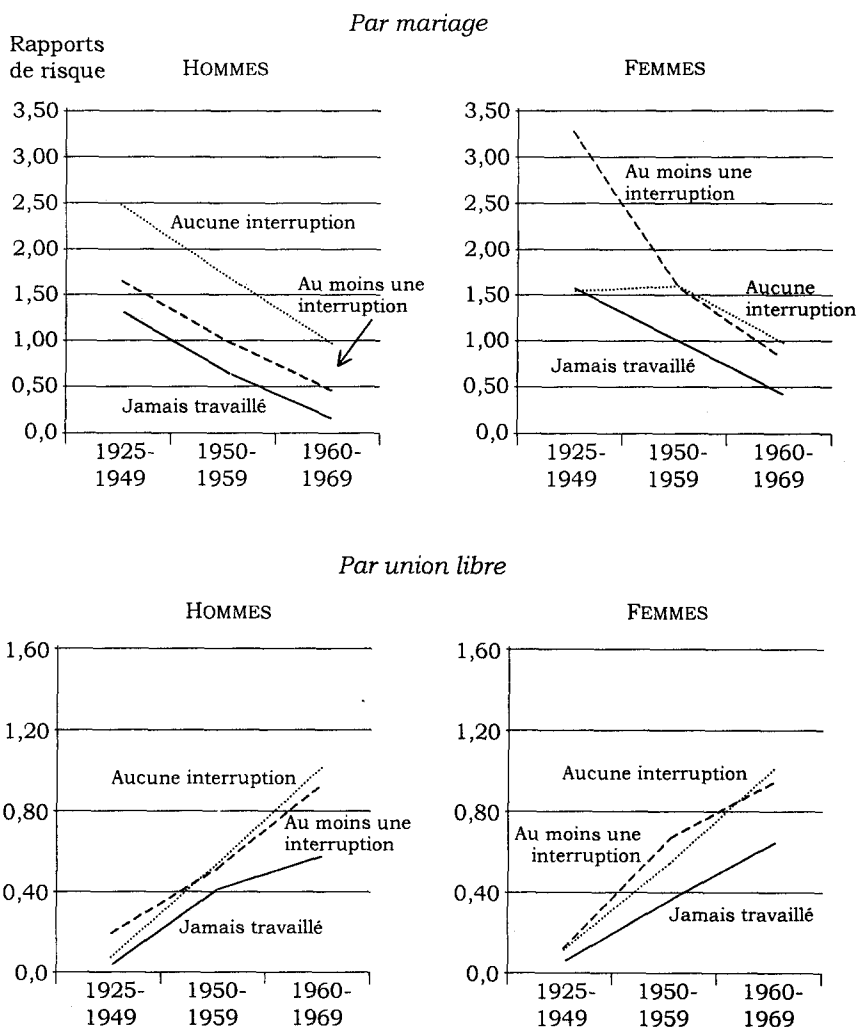


FIGURE 2 — Effet, selon la cohorte de naissance, de l'instabilité en emploi sur les risques d'entrée en union

un mariage; en cela, elles se distinguent des femmes qui n'ont jamais travaillé et de celles qui se sont maintenues de façon continue sur le marché du travail. Dans les cohortes nées après 1950, ce sont dorénavant les femmes qui n'ont jamais travaillé qui se distinguent des autres, par une propension plus faible à se marier.

L'effet de la trajectoire professionnelle varie de façon beaucoup plus régulière avec le temps chez les hommes : ceux qui

n'ont pas connu d'interruption d'emploi sont toujours les plus susceptibles de se marier. On voit là la persistance de l'importance de la stabilité économique pour l'entrée en union par mariage des hommes. On remarquera cependant que la propension au mariage des hommes baisse régulièrement des cohortes plus anciennes aux cohortes plus récentes, et ce peu importe la trajectoire professionnelle suivie, ce qui signifie que la précarité économique des hommes ne saurait à elle seule expliquer la baisse de popularité du mariage.

Quant à l'effet de l'instabilité en emploi sur l'entrée en union libre (partie inférieure de la figure), les évolutions observées en fonction de la cohorte de naissance sont très semblables chez les hommes et les femmes. Ceux et celles qui n'ont jamais travaillé sont toujours moins enclins à former une union libre que ceux qui ont investi le marché du travail. Par ailleurs, on n'observe aucune différence significative au plan statistique dans la propension à entrer en union libre des individus qui ont travaillé sans interruption ou qui ont connu une interruption d'emploi, sauf parmi les hommes de la génération 1925-1949; ces derniers ont plus souvent tendance à former une union libre lorsqu'ils ont connu l'instabilité en emploi.

## **CONCLUSION**

En conclusion, on peut dire que si les interprétations de Becker quant à l'effet de l'emploi féminin sur la baisse du mariage nous permettent de comprendre le comportement des femmes des plus anciennes générations de notre échantillon, il n'en est plus de même pour les femmes des générations plus récentes. Dans ces générations, le fait que les femmes plus scolarisées et ayant une plus grande capacité d'intégration au travail aient une propension plus forte à se marier que leurs consœurs moins scolarisées conforte plutôt l'idée d'Oppenheimer à l'effet que, dans un contexte de précarisation de l'emploi, le travail rémunéré des deux conjoints deviendrait de plus en plus un préalable au mariage. Nos résultats vont également dans le sens des hypothèses émises par Oppenheimer concernant l'effet de la précarité en emploi des jeunes hommes sur la baisse du mariage puisque, nous l'avons vu, les hommes qui subissent une interruption d'emploi de plus de six mois se marient moins que les autres.

La non-prise en compte de l'union libre dans la transformation du mariage constitue selon nous une limite importante des

approches de Becker et d'Oppenheimer. Nos analyses ont en partie montré que l'union libre a fortement changé à travers le temps et que cela ne peut être sans impact sur l'évolution du mariage. Non seulement l'union libre a progressé, mais les caractéristiques des femmes et des hommes qui la choisissent ont aussi changé. Par ailleurs, d'autres travaux ont montré que l'union libre tend à s'installer dans la durée : non seulement l'union libre retarde le mariage mais, dans plusieurs cas, elle s'y substitue (Dumas et Bélanger, 1997). Le développement d'un schéma explicatif de la conjugalité nécessite donc la prise en compte à la fois de l'union libre et du mariage.

Notre analyse n'est pas sans limites, et l'une d'elles tient aux données utilisées. Mesurer la précarité économique seulement à partir du niveau de diplomation et des interruptions de travail d'au moins six mois ne permet pas de rendre compte des diverses facettes de la précarité. Par exemple, on ne peut repérer les individus ayant vécu plusieurs courtes périodes de chômage, alors qu'il s'agit là d'une forme courante de précarité chez les jeunes. Pour cela, il faudrait disposer de données qui permettent de caractériser plus finement les régimes d'emploi des individus.

Enfin, si l'on espère comprendre mieux les effets de la précarité économique sur l'entrée dans la première union, il faudrait trouver une façon de relier entre elles les conditions d'emploi des hommes et des femmes afin d'examiner l'effet que ces conditions exercent sur la propension à entrer en union des uns et des autres. Au-delà de la seule prise en compte de la cohorte de naissance, on peut penser à introduire dans l'analyse des variables contextuelles qui décrivent l'environnement socio-économique dans lequel vivent les diverses générations d'hommes et de femmes.

### RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALLISON, P. D. 1984. *Event History Analysis. Regression for Longitudinal Event Data*. Newbury Park, Sage Publications, Series/Number 07-046.
- BEAUPRÉ, P. 1999. *Le Départ des enfants du foyer parental au Canada*. Montréal, Université de Montréal, Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures en vue de l'obtention du grade de Maître ès sciences (M.Sc.) en démographie.
- BECKER, G. 1981. *A Treatise of the Family*. Cambridge, Harvard University Press.

- BETCHERMAN, G., et N. LECKIE. 1997. *Youth Employment and Education Trends in the 1980s and 1990s*. Ottawa, Renouf, Canadian Policy Research Networks, Working Paper W03.
- BLOSSFELD, H. P. 1995. « Changes in the process of family formation and women's growing economic independence: A comparison of nine countries », dans H. P. BLOSSFELD, éd. *The New Role of Women. Family Formation in Modern Societies*. Boulder, San Francisco, Oxford, Westview Press : 3-32.
- COX, D. R. 1972. « Regression models and life tables », *Journal of the Royal Statistical Society*, B34 : 187-202.
- DESROSIERS, H., et C. LE BOURDAIS. 1996. « Progression des unions libres et avenir des familles biparentales », *Recherches féministes*, 9, 2 : 65-83.
- DUMAS, J., et A. 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*. Ottawa, Statistique Canada (no 91-209-XPF au catalogue) : 127-188.
- LAPIERRE-ADAMCYK, É., C. LE BOURDAIS et N. MARCIL-GRATTON. 1999. « Vivre en couple pour la première fois : la signification du choix de l'union libre au Québec et en Ontario », *Cahiers québécois de démographie*, 28, 1-2 : 199-227.
- LAPIERRE-ADAMCYK, É., N. MARCIL-GRATTON et C. LE BOURDAIS. 2000. « Transcender les frontières et en créer de nouvelles : l'étonnante diffusion des nouveaux modes de formation des familles au Canada », dans *Régimes démographiques et territoires : les frontières en question*. Actes du Séminaire international de la Rochelle (1998), Paris, Presses universitaires de France.
- LE BOURDAIS, C., et N. MARCIL-GRATTON. 1998. « The impact of family disruption in childhood on demographic outcomes in young adulthood », dans M. CORAK, éd. *Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children*. Ottawa, Statistique Canada (no 89-553-XPB au catalogue) : 91-105.
- LE BOURDAIS, C., G. NEILL et P. TURCOTTE. 2000. « L'évolution des liens conjugaux », *Tendances sociales canadiennes*. Ottawa, Statistique Canada (no 11-008 au catalogue) : 15-18.
- MONGEAU, J. 1999. « Les conditions de vie des familles : revenu et activité professionnelle », dans Y. PÉRON, H. DESROSIERS, H. JUBY, É. LAPIERRE-ADAMCYK, C. LE BOURDAIS, N. MARCIL-GRATTON et J. MONGEAU. *Les Familles canadiennes à l'approche de l'an 2000*. Ottawa, Statistique Canada (Série des monographies du recensement, no 96-321-MPF au catalogue), no 4 : 247-283.
- OPPENHEIMER, V. K. 1994. « Women's rising employment and the future of the family in industrial societies », *Population and Development Review*, 20, 2 : 293-342.

- OPPENHEIMER, V. K., M. KALMIJN et N. LIM. 1997. « Men's career development and marriage timing during a period of rising inequality », *Demography*, 34, 3 : 311-330.
- THORNTON, A., W. G. AXINN et J. D. TEACHMAN. 1995. « The influence of school enrollment and accumulation on cohabitation and marriage in early adulthood », *American Sociological Review*, 60 : 762-774.
- TURCOTTE, P., et F. GOLDSCHIEDER. 1998. « Evolution of factors influencing first union formation in Canada », *Canadian Studies in Population*, 25, 2 : 145-173.
- VILLENEUVE-GOKALP, C. 1990. « Du mariage aux unions sans papiers : histoire récente des transformations conjugales », *Population*, 2 : 265-298.

## **ANNEXE 1 — CONTRUCTION DE LA VARIABLE « DIPLÔME ATTEINT »**

Le tableau suivant présente la grille utilisée pour déduire le niveau de scolarité atteint à chaque âge avant la formation d'une première union, compte tenu du niveau atteint au moment de l'enquête.

Bien que le système scolaire ne soit pas le même dans toutes les provinces du Canada, dans tous les pays d'où proviennent les immigrants et pendant toute la période au cours de laquelle la population âgée de 25 à 69 ans au moment de l'enquête a fait ses études, nous avons pris ici le parti d'utiliser une grille unique, qui est approximativement celle du Québec d'aujourd'hui : début de la maternelle à 5 ans révolus le 1<sup>er</sup> octobre, primaire en 6 ans, secondaire en 5 ans, collégial ou école de métiers en 2 ans, premier diplôme universitaire en 3 ans. Même cette grille unique n'est pas parfaite pour le Québec d'aujourd'hui : par exemple, le diplôme collégial s'obtient après trois ans (et non deux) d'études à temps plein quand il s'agit du CEGEP professionnel. Cette grille a ensuite été regroupée en quatre catégories de niveau de diplomation : universitaire, post-secondaire, secondaire et moins que secondaire. Nous avons fait l'hypothèse qu'un diplôme d'études secondaires ne pouvait être atteint avant l'âge de 16,7 ans, un diplôme post-secondaire avant l'âge de 18,7 ans et un diplôme universitaire avant l'âge de 21,7 ans. Ce système de classification ne tient pas compte des parcours moins traditionnels, par exemple l'obtention de diplômes au moyen du retour aux études à temps partiel. C'est pourquoi nous avons aussi utilisé

TABLEAU A — Grille établissant la concordance entre l'âge, le niveau de scolarité et le diplôme obtenu

Âge au 1 <sup>er</sup> octobre	Niveau de scolarité atteint	Âge à la fin de l'année scolaire	Niveau de diplomation
6 à 6,9 ans	Primaire 1	6,7 à 7,6	
	Primaire 2	7,7 à 8,6	
	Primaire 3	8,7 à 9,6	
	Primaire 4	9,7 à 10,6	
	Primaire 5	10,7 à 11,6	
11 à 11,9 ans	Primaire 6 (diplôme)	11,7 à 12,6	→ Moins qu'un diplôme secondaire
	Secondaire 1	12,7 à 13,6	
12 à 12,9 ans	Secondaire 2	13,7 à 14,6	
	Secondaire 3	14,7 à 15,6	
	Secondaire 4	15,7 à 16,6	
	Secondaire 5 (diplôme)	16,7 à 17,6	
16 à 16,9 ans	Collégial ou école de métiers 1	17,7 à 18,6	→ Diplôme d'études secondaires
	Collégial ou école de métiers 2 (diplôme)	18,7 à 19,6	
17 à 17,9 ans	Universitaire 1	19,7 à 20,6	→ Diplôme post-secondaire
	Universitaire 2	20,7 à 21,6	
19 à 19,9 ans	Universitaire 3 (diplôme)	21,7 à 22,6	→ Diplôme universitaire

la date de fin des études et la question séparée portant sur l'obtention d'un diplôme d'études secondaire pour rétrograder le plus fidèlement possible le niveau de diplomation à chaque âge avant la première union.

L'effet des mauvais classements est cependant minimisé par le fait que le niveau de scolarité a été regroupé en quatre catégories de diplômes.

### **ABSTRACT**

Jaël MONGEAU, Ghyslaine NEILL and Céline LE BOURDAIS

#### **THE EFFECT OF JOB INSECURITY ON THE FORMATION OF A FIRST UNION IN CANADA**

*Two hypotheses have been put forward to explain the decline in the popularity of marriage in many western countries. Becker maintains that women's access to paid work has made marriage less attractive by reducing the anticipated economic benefits of this type of union. But for Oppenheimer, the decline in the popularity of marriage is due more to the deterioration in men's economic status than to the rise in women's employment. Using data from Statistics Canada's 1995 General Social Survey on the family, this article attempts to test these two hypotheses by looking at the influence of job insecurity on men's and women's likelihood of forming a first union and on the type of union opted for. Becker's hypothesis seems to be borne out for older birth cohorts, whereas Oppenheimer's thesis more effectively explains the matrimonial behaviours observed in younger birth cohorts. In the first case, job insecurity seems to be linked to a greater propensity for women to marry; in the second case, it is associated with a lesser likelihood for men to marry and a greater likelihood for women to cohabit.*