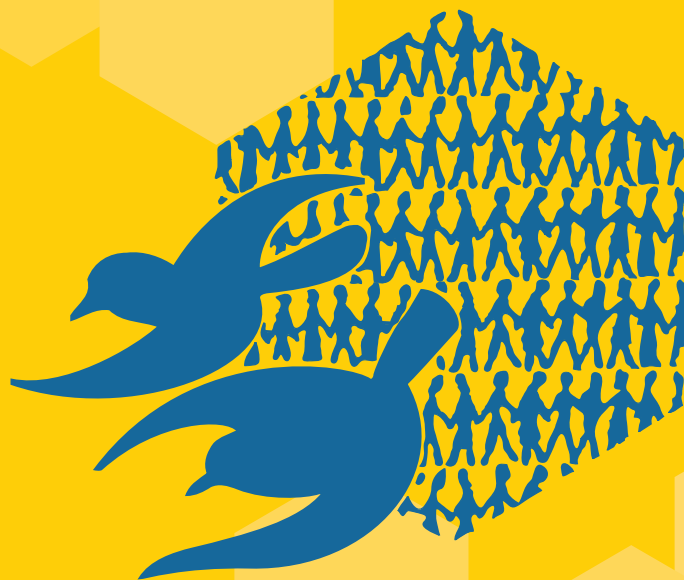


# POPULATION ET TRAVAIL

## Dynamiques démographiques et activités

*Colloque international d'Aveiro  
(Portugal, 18-23 septembre 2006)*



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE  
A I D E L F – 133, boulevard Davout – 75980 Paris Cedex 20 (France)  
<http://www.aidelf.org> – Courriel : [aidelf-colloque2006@ined.fr](mailto:aidelf-colloque2006@ined.fr)

# L'évolution de la relation entre la maternité et le travail rémunéré chez les Canadiennes, 1941-2001

---

**Benoît LAPLANTE**

Institut national de la recherche scientifique, Montréal (Québec), Canada

## Introduction

Le lien entre le travail rémunéré des femmes et leur fécondité est couramment évoqué dans les discussions, savantes ou profanes, sur la baisse de la fécondité au cours de la seconde moitié du 20<sup>e</sup> siècle. On admet généralement que l'augmentation du taux d'emploi des femmes et la baisse de la fécondité ont plus ou moins coïncidé, à tout le moins sur le long terme et de manière générale, bien que la relation ne soit pas nécessairement avérée dans tous les cas ni de même force dans tous les cas où elle existe. Kempeneers (1992 : 54) notait déjà que le débat théorique sur la nature de la relation entre le travail rémunéré des femmes et la fécondité était dans une impasse. La question n'est pas facile tout d'abord parce que s'y mêlent la concurrence pour le temps disponible des femmes et les effets de revenu, les différences de ressources et le fait que la hausse du taux d'emploi des femmes et la baisse de la fécondité se sont produits en même temps que bien d'autres changements économiques et sociaux. Elle se complique du fait que la relation entre le fait de travailler et celui d'avoir des enfants a probablement elle-même changé au cours de la même période.

Nous avons étudié cet aspect du problème dans un travail antérieur (Laplante, 2005). Nous y montrons que la théorie économique, qui est abondamment utilisée dans l'étude des liens entre le travail et la fécondité, relie ceux-ci par un mécanisme, celui du choix sous contrainte, qui ne permet pas de concevoir une relation directe entre eux et ne permet donc pas de modéliser directement l'évolution de leur relation au fil du temps. Nous y proposons ensuite un modèle qui permet de capter, à partir de la biographie des maternités et de la biographie de travail, l'évolution de la relation empirique entre le travail et la fécondité entre 1941 et 2001 dans le sous-échantillon des femmes canadiennes nées entre 1926 et 1961, que nous avons estimé au moyen des données de l'*Enquête rétrospective sur la famille* de 2001. Les résultats montrent que du début à la fin de la période, la relation entre le travail et l'arrivée des deux premiers enfants a évolué de manière non linéaire ; en fin de période, il est rare qu'une femme n'ait pas travaillé avant d'avoir son premier enfant, alors que la chose ne l'était pas en milieu de période. Plus important, le risque de donner naissance à un troisième ou un quatrième enfant a décliné pour toutes les modalités de participation au monde du travail : il est maintenant aussi faible chez les femmes qui n'ont jamais travaillé que chez celles qui travaillent ou qui ont travaillé et ne travaillent plus.

Dans cette nouvelle communication, nous nous intéressons au complément du problème que nous avons étudié dans le travail antérieur : plutôt que d'examiner l'effet du travail sur la fécondité, nous nous intéressons à l'effet de la maternité sur le travail rémunéré, en privilégiant toujours une approche qui englobe sinon la totalité, du moins la plus grande partie de la vie reproductive.

## La relation entre la maternité et le travail

Pour examiner comment le problème de la relation entre maternité et le travail des femmes se pose au Canada, nous examinerons quelques tableaux et figures avant de raisonner et poser des hypothèses. Dans cette section comme dans le reste de la communication, nous utilisons, sauf mention contraire, les données de l'*Enquête rétrospective sur la famille* de 2001,

qui, en pratique, nous permettent d'examiner la biographie des femmes canadiennes nées en 1926 ou après (voir *infra*, « Données et méthodes »).

On constate sans surprise que la descendance finale de ces femmes a diminué d'une cohorte à l'autre (tableau 1). La manière la plus frappante et la plus claire de résumer ce tableau est de souligner que près de 60% des femmes nées entre 1926 et 1935 ont eu au moins trois enfants alors qu'un peu moins de 30% des femmes nées entre 1946 et 1955 en ont eu autant. Les femmes qui appartiennent aux cohortes plus récentes n'avaient pas toutes atteint 40 ans au moment de l'enquête ; on peut difficilement se prononcer sur leur descendance finale, mais la tendance ne donne pas à penser qu'elle sera élevée.

TABLEAU 1 : NOMBRE D'ENFANTS BIOLOGIQUES AU COURS DE LA VIE

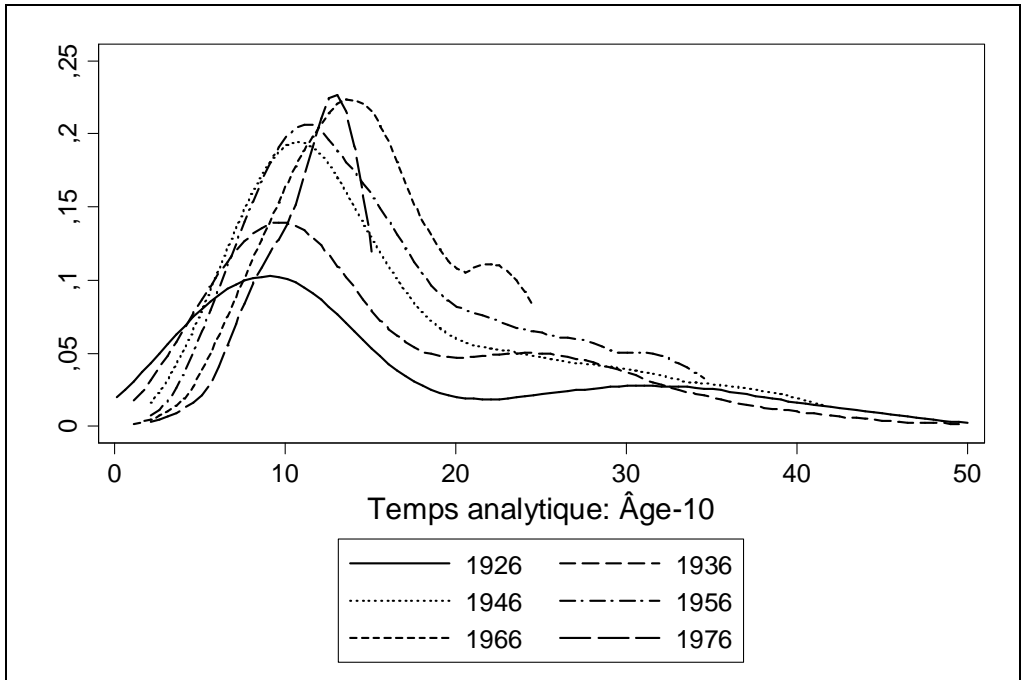
	Cohorte de naissance de l'enquêtée, classes de 10 ans à partir de 1926						
	1926	1936	1946	1956	1966	1976	Total
0	12,9	11,4	14,9	16,1	39,4	87,9	32,2
1	9,5	11,2	15,0	18,7	22,6	8,2	15,1
2	19,7	33,4	41,6	41,4	24,8	3,0	28,5
3	19,8	21,5	20,0	17,6	9,6	0,7	14,2
4	17,5	12,8	6,4	5,5	3,3	0,1	6,3
5 ou plus	20,6	9,6	2,2	0,7	0,4	0,0	3,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

On constate également l'augmentation marquée du niveau de scolarité (tableau 2) et de l'intégration au marché du travail (figure 1). Les deux tiers des femmes nées entre 1926 et 1935 n'ont pas dépassé le secondaire alors que les trois quarts des femmes nées entre 1966 et 1975 ont au moins entrepris une forme ou une autre d'études postsecondaires. À 35 ans, le quart des femmes nées entre 1926 et 1935 n'avait jamais travaillé alors que cette proportion tombe à moins de 5% chez les femmes nées entre 1966 et 1975.

L'examen de la fonction de risque de l'accès au premier emploi après la fin des études fait ressortir l'imbrication de la prolongation des études et de l'augmentation de l'intégration au marché du travail : au fil des cohortes, la courbe devient plus étroite, son sommet s'élève et se déplace vers la droite. D'une cohorte à l'autre, les femmes étudient plus longtemps et leur intégration au monde du travail se fait de plus en plus systématiquement peu après la fin des études.

TABLEAU 2 : LE PLUS HAUT NIVEAU D'ÉTUDES ATTEINT

	Cohorte de naissance de l'enquêtée, classes de 10 ans à partir de 1926						
	1926	1936	1946	1956	1966	1976	Total
2 <sup>e</sup> ou 3 <sup>e</sup> cycle	1,3	3,3	5,0	3,9	5,4	0,8	3,5
1 <sup>er</sup> cycle	9,1	11,0	15,9	16,9	25,3	10,2	15,7
Collège et équivalent	24,4	29,6	37,3	43,8	45,0	41,0	38,8
Secondaire complet	15,3	19,8	22,5	21,8	15,6	20,0	19,6
Secondaire incomplet	28,5	26,5	16,1	12,0	7,6	27,7	18,1
Primaire ou sans scolarité	21,5	9,8	3,3	1,7	1,0	0,3	4,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

FIGURE 1 : ACCÈS AU PREMIER EMPLOI APRÈS LA FIN DES ÉTUDES  
FONCTION DE RISQUE LISSÉE PAR COHORTE DE NAISSANCE

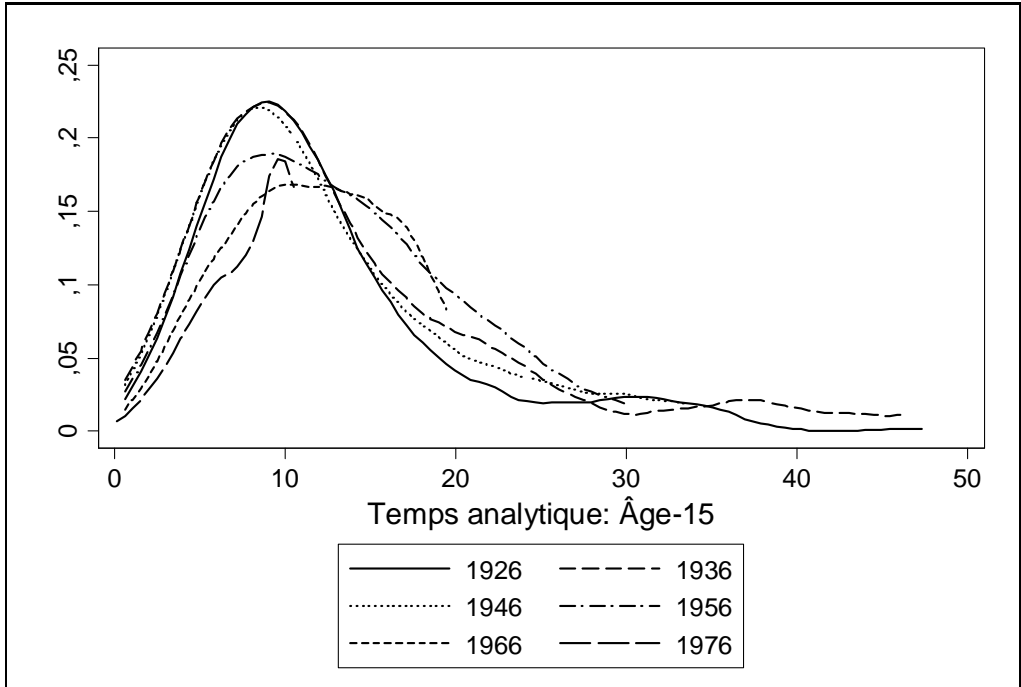
Les données de l'*Enquête rétrospective sur la famille* ne permettent de voir que la partie la plus récente de la transformation du rapport de femmes au monde du travail. L'analyse par cohortes des données des recensements canadiens permet à Laplante et Godin (2003 : 203) de montrer que du début à la fin du 20<sup>e</sup> siècle, la trajectoire type de la participation des femmes au marché du travail s'est transformée deux fois. La trajectoire type ancienne, celle où la femme ne travaillait normalement pas hors du foyer, a tout d'abord été remplacée par une trajectoire où elle travaille avant le mariage et l'arrivée des enfants, se retire de la population active pendant qu'elle les élève, et retourne dans la population active par la suite. Il s'agit là de la trajectoire discontinue des femmes âgées de 15 à 30 entre 1950 et 1984 ans décrite par Kempeneers (1992). Cette trajectoire a ensuite été remplacée par une autre, dans laquelle le taux de participation des femmes à la population active augmente en raison directe de l'âge. Dans les cohortes les plus jeunes dont la vie active n'est pas encore complètement observée, ce taux est très voisin de celui des hommes et on ne trouve plus trace d'un retrait aux âges généralement associés à la fécondité.

L'examen de la fonction de risque de la formation de la première union (figure 2) montre qu'au fil des cohortes, cette fonction s'étale et se décale vers la droite alors que son sommet s'abaisse. Cette transformation est en fait l'inverse de celle qui affecte la fonction du risque d'accès au premier emploi.

La variation de l'âge à la première union – mariage ou union libre – n'est pas linéaire. Les femmes nées entre 1936 et 1945 se mettent en union plus rapidement que les femmes nées avant elles ou après elles. La tendance lourde, c'est-à-dire l'augmentation de l'âge à la formation de la première union, se distingue déjà chez les femmes nées entre 1956 et 1965 et se remarque encore plus chez les femmes des deux cohortes suivantes : la proportion des femmes de ces trois cohortes qui n'ont pas encore formé leur première union à 25 ans passe de 27% à

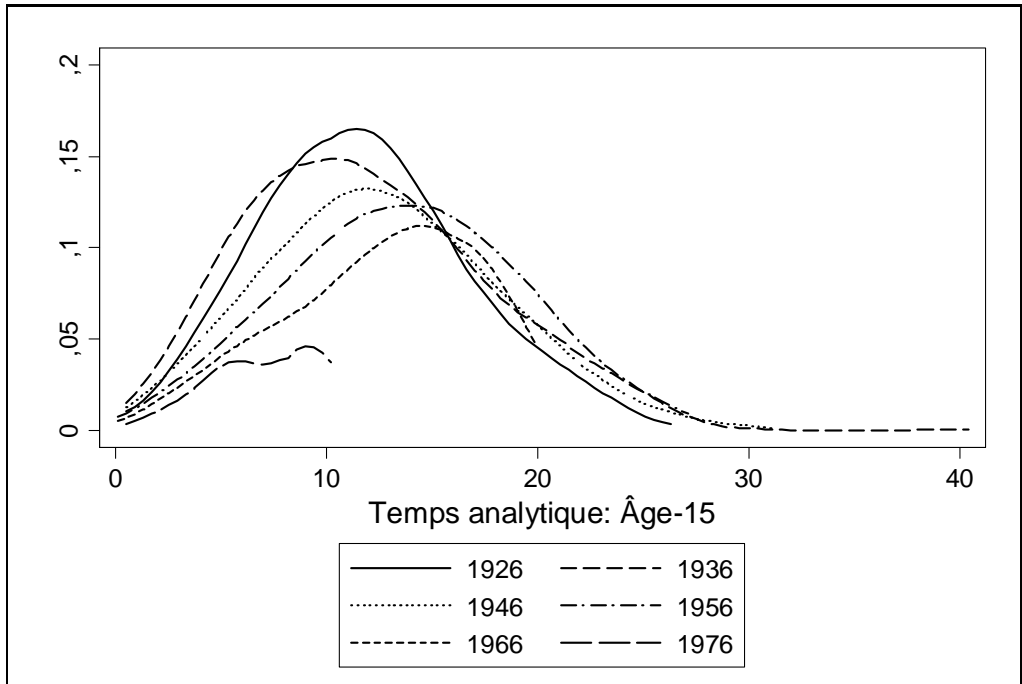
37% puis à 44%. Vu que nous traitons indifféremment le mariage et l'union libre, l'augmentation de l'âge à la formation de la première union qui se constate ici n'est pas due au remplacement progressif du mariage par l'union libre comme modalité de formation de la première union.

FIGURE 2 : LA PREMIÈRE UNION  
FONCTION DE RISQUE LISSÉE PAR COHORTE DE NAISSANCE



Les transformations de la fonction de risque de la première naissance sont semblables à celles qui affectent la fonction de risque de la formation de la première union, mais sont plus marquées (figure 3). Les femmes nées entre 1936 et 1945 sont celles qui ont le plus rapidement leur premier enfant. La tendance lourde, c'est-à-dire l'augmentation de l'âge à la première naissance, se remarque dès la cohorte suivante : au fil des cohortes, la proportion des femmes qui n'ont pas eu d'enfant à 25 ans passe ainsi de 39% à 54%, à 60%, à 67%, puis à 75%. La proportion des femmes qui n'ont jamais eu d'enfant à 45 ans atteint 15% chez les femmes nées entre 1946 et 1955 ainsi que chez les femmes nées entre 1956 et 1965 ; cette proportion est plus élevée que chez les femmes des deux cohortes précédentes. On ne peut pas savoir si elle se maintiendra chez les femmes nées après 1965.

FIGURE 3 : LA PREMIÈRE NAISSANCE  
FONCTION DE RISQUE LISSÉE PAR COHORTE DE NAISSANCE



### Hypothèses

On sait que la participation des femmes au travail rémunéré a augmenté au Canada depuis le début du 20<sup>e</sup> siècle, surtout durant la deuxième moitié. On sait que cette croissance est associée à l'augmentation du niveau de scolarité des femmes et à la diminution de la fécondité. On ne sait pas si cette association reflète une relation de cause à effet, une structure de relation dans laquelle la maternité serait une variable intermédiaire dans un processus dont la cause réelle serait le changement des mentalités ou des préférences ou bien simplement une corrélation fallacieuse. On peut imaginer que cette relation de cause à effet, si elle existe, a pu changer au fil des années. On peut également imaginer que l'effet de la maternité sur le fait de se mettre à travailler varie selon le nombre des enfants que l'on a déjà eu.

Notre analyse de l'effet du travail sur la fécondité (Laplante, 2005) montre qu'il est peu vraisemblable que le lien entre le travail et la fécondité soit une relation de cause à effet. Au-delà du résultat empirique, on connaît les mécanismes qui font que cette relation n'est pas simple. Le choix du travail se fait contre le choix de l'enfant dans la mesure où il y a concurrence stricte pour le temps de la femme. Or, lorsque le soin et l'éducation des enfants peuvent être confiés à un tiers, on ne choisit pas nécessairement le travail contre l'enfant. L'intensité du lien entre les deux choix dépend du revenu de la femme et du coût direct de ces services. Plus le rapport entre le revenu de la femme et le coût des services est élevé, plus il est facile d'avoir un enfant et de travailler. Le choix est en principe facile pour tous si les services sont payés par la collectivité.

Nous ne connaissons pas le revenu des individus et des couples ; nous ignorons également dans quelle mesure ils ont les moyens d'utiliser des services de garde et dans quelle mesure ils prévoient les utiliser une fois qu'ils ont un enfant. Nous ne pouvons donc pas étudier directement la relation entre le revenu et le choix, pour les femmes, de travailler lorsqu'elles

ont des enfants. Nous pouvons cependant estimer l'effet moyen de la maternité sur le risque de se mettre à travailler ainsi que l'évolution de ce risque au fil du temps. Ceci permet de répondre à deux questions : au même moment, les femmes qui ont des enfants se mettent-elles moins à travailler que celles qui n'en ont pas ? Cette différence, si elle existe, est-elle constante ou bien a-t-elle changé au cours des dernières décennies ?

### Données et méthode

La plupart des études sur le travail réalisées à partir de données biographiques analysent séparément les différents épisodes en se concentrant sur l'âge au début du premier épisode et sur l'intervalle qui sépare les épisodes suivants. Pour étudier l'effet général de la maternité sur le fait d'occuper ou non un emploi rémunéré, et notamment sa variation selon le rang des naissances, il est vraisemblablement préférable de considérer simultanément l'ensemble de la biographie de travail en posant que le début de chaque épisode de travail, comme le début du premier, est un événement qui survient au fil de la vie. En pratique, ceci revient à traiter le début d'un épisode de travail comme un événement répétable et à utiliser l'âge, plutôt que le temps écoulé depuis un moment arbitraire — généralement le 15<sup>ème</sup> anniversaire pour le premier épisode d'emploi et la fin de l'épisode précédent ou le moment de la dernière naissance pour les épisodes subséquents —, comme temps analytique.

L'étude des événements répétables passe par le calcul de l'équivalent d'une table à entrées et sorties répétées. Cette table et la fonction de séjour qui lui est associée sont difficilement interprétables, mais sa fonction de risque s'interprète sans problème. On peut estimer l'effet d'une ou plusieurs variables indépendantes — par exemple celui de l'année de naissance — sur la fonction de risque comme on le fait dans un modèle à événement non répétable ; le coefficient associé à chaque variable indépendante s'interprète comme les coefficients d'un modèle de risque conventionnel.

Il est courant d'étudier la variation de la propension des femmes à occuper un emploi rémunéré selon la cohorte de naissance. Ceci revient à présumer que le processus qui conduit les femmes à se mettre à travailler dépend de caractéristiques propres et communes aux femmes nées la même année. *A priori*, il paraît pourtant plus raisonnable de supposer que ce processus dépend plutôt des circonstances qui prévalent au moment où se prend, ou non, la décision de se mettre à travailler. Ces circonstances affectent alors toutes les femmes susceptibles de se mettre à travailler à ce moment peu importe l'année de la naissance de chacune. Dans nos analyses, nous chercherons donc plutôt à estimer la variation, *au fil du temps historique*, de l'effet de la maternité sur le risque qu'une femme se mette à occuper un emploi rémunéré.

Il ne paraît pas réaliste d'arriver à estimer l'effet de la maternité sur le travail et sa variation au fil du temps historique en ne tenant pas compte d'un certain nombre d'éléments de biographie des femmes qui conditionnent fort probablement la relation entre la naissance d'un enfant et le fait de se mettre à travailler. Les deux plus importants de ces éléments sont vraisemblablement le fait d'être ou non aux études et celui d'être ou non en union. À ceci s'ajoute le fait d'avoir déjà eu ou non des enfants et le nombre des enfants que l'on a déjà eu le cas échéant, de même que celui d'avoir déjà occupé ou non un emploi rémunéré. Chacun de ces éléments correspond en fait à un espace d'états entre lesquels la femme se déplace au fil de sa vie, la suite des positions occupées par une femme dans chacun de ces espaces constituant une des sous-biographies qui forment sa biographie complète.

*A priori*, on peut penser que l'espace d'états de l'emploi ne devrait comprendre que deux modalités : avoir ou non un emploi rémunéré. En réalité, ne jamais avoir travaillé est aussi différent de ne pas travailler après avoir déjà travaillé que de travailler, et cette différence est encore plus importante dans la biographie des femmes qu'elle peut l'être dans celle des

hommes. L'espace d'états de l'emploi comprend donc trois modalités : 1) ne jamais avoir eu un emploi rémunéré, 2) avoir un emploi rémunéré et 3) ne pas avoir d'emploi rémunéré après en avoir eu un ; on ne peut jamais revenir à la première modalité, mais on peut se déplacer sans restriction entre les deux autres.

L'espace d'état des études peut être traité plus simplement en ne considérant que deux modalités, étudier et ne pas étudier, entre lesquelles on peut se déplacer sans restriction. L'espace d'états du fait de vivre en union comprend deux états, vivre en union et ne pas vivre en union, entre lesquels on peut se déplacer sans restriction. L'espace d'états de la biographie des naissances est constitué de modalités strictement successives dont nous ne retenons que les quatre premières: ne jamais avoir eu d'enfants, avoir eu un enfant, avoir eu deux enfants, avoir eu au moins trois enfants.

Il n'est pas souhaitable de contraindre les effets des différences entre les modalités des espaces d'état à la simple additivité. On doit donc définir l'espace d'états qui correspond à la combinaison des modalités de chacun des espaces. Cet espace multidimensionnel comprend 48 modalités.

Puisque nous nous intéressons à l'évolution de l'effet de la maternité sur le fait de se mettre à travailler et que nous ne nous limitons pas au premier épisode de travail, mais que nous étudions plutôt le début de tous les épisodes de travail — en pratique, de tous les épisodes commençant avant 40 ans — nous devons utiliser un modèle de risque à événements répétables. Chaque femme née entre 1926 et 1961 est donc observée entre 15 et 40 ans et le début de chacun des épisodes de travail constitue un événement survenu entre 1941 et 2001. Conceptuellement, ceci revient à modéliser, dans une seule équation, l'évolution historique de l'effet de chacune des positions qui constituent l'espace d'états multidimensionnel qui décrit simultanément les biographies matrimoniale, d'études, de travail et de naissances sur le début de l'épisode de travail suivant.

Dans ce modèle, l'axe du temps analytique est l'âge de la femme, compris entre 15 et 40 ans. Nous nous intéressons à l'évolution de l'effet de la maternité sur le travail au fil du temps historique et nous souhaitons voir si l'effet de la maternité sur le travail est demeuré constant au fil du temps historique ou bien si, au contraire, il a augmenté ou diminué. Il ne paraît pas souhaitable, *a priori*, de contraindre la variation de cet effet à la simple linéarité ni à une variation non linéaire monotone. Il paraît plus sage de lui permettre au moins de croître puis de décroître ou, au contraire, de décroître puis de croître. On estime donc les effets comme s'ils pouvaient être curvilinéaires en utilisant un effet quadratique. En résumé, nous estimons la variation de l'effet de la maternité sur le travail comme une fonction quadratique du temps historique qui varie de 1941 à 2001.

Au cours de la période observée, chaque femme peut avoir connu plusieurs épisodes de travail. Chaque femme peut donc être plus d'une fois à risque de se mettre à travailler. Les épisodes de risque ne sont donc pas échantillonnés de manière indépendante mais plutôt nichés au sein des femmes. Dans un tel cas, il est raisonnable de présumer que le risque, tel qu'on l'observe, ne dépend pas seulement de l'effet déterministe des variables indépendantes incorporées dans le modèle et du processus aléatoire auquel on attribue la variabilité qui n'est pas expliquée par les variables indépendantes, mais également de caractéristiques des femmes qui ne sont pas incorporées dans le modèle mais dont la valeur, bien qu'inconnue, est commune à tous les épisodes de la biographie de la même femme. On peut modifier les modèles de risque en y ajoutant une deuxième composante aléatoire, dont la valeur réalisée est présumée identique pour tous les épisodes de risque du même individu et qui représente l'effet de l'ensemble des caractéristiques non observées mais propres à chaque individu. Dans le cas des modèles de risque, un tel modèle à effet aléatoire est connu sous le nom de modèle à vulnérabilité partagée.



On peut suivre Alho et Spencer (2005 : 93ss.), voir les événements répétés comme le résultat d'un processus de comptage et utiliser le modèle de Poisson, surtout qu'il peut être modifié pour tenir compte de la fraction du temps d'exposition total qui correspond à chaque ensemble de valeurs des variables indépendantes et qu'on peut y ajouter un effet aléatoire. Il semble cependant plus « naturel » d'utiliser le modèle de risque de Cox, couramment employé en démographie pour étudier les biographies. Malheureusement, l'estimation du modèle de Cox à vulnérabilité partagée soulève des difficultés pratiques qui ne semblent pas surmontables. Le modèle que nous estimons est un modèle exponentiel par parties à vulnérabilité partagée que l'on peut représenter comme suit

$$h_i(t | \alpha_i, E_{it}, S_{it}, U_{it}, T_{it}, A_{it}) = \exp(\lambda_a) \alpha_i \exp \left( \left( \sum_{k=1}^4 \sum_{l=1}^2 \sum_{m=1}^2 \sum_{n=1}^3 \sum_{p=1}^3 \beta_{klmnp} (E_k S_l U_m T_n A_p) \right)_{it} \right),$$

où  $h$  désigne le risque,  $i$  correspond aux unités d'analyse – ici les femmes de notre échantillon –,  $\alpha_i$  représente l'effet aléatoire associé à chacune des unités d'analyse et dont on pose qu'il suit une loi gamma,  $E$  représente la position dans l'espace d'états de la biographie des naissances,  $S$ , la position dans l'espace d'états des études,  $U$ , la position dans l'espace d'états des unions,  $T$ , la position dans l'espace d'états du travail et  $A$ , les trois modalités nécessaires à la représentation de l'effet quadratique de l'année civile pour chacune des positions dans l'espace multidimensionnel – soit la valeur « 1 » pour estimer son ordonnée à l'origine, l'année civile et son carré – et  $\lambda_a$ , le risque de base au cours de chacune des années d'âge comprises entre 15 et 40 ans. On notera que dans ce modèle où le temps analytique est l'âge compris entre 15 et 40 ans, les épisodes de risque se suivent et n'ont pas tous la même origine ; en conséquence, ils sont représentés par la suite des valeurs d'une variable indépendante,  $T$ , plutôt que par un indice niché au sein des unités d'analyse.

L'année civile et son carré sont évidemment corrélés, ce qui ne permet pas d'interpréter le test associé au coefficient du carré de l'année civile comme un test de l'effet quadratique. On teste donc les effets quadratiques en remplaçant l'année civile et son carré par les deux variables orthogonales qui leur correspondent. Le modèle final ne comprend que les effets quadratiques significatifs ; le cas échéant, on construit les relations non linéaires à partir des coefficients obtenus à partir des variables originales.

Nous utilisons les données de l'*Enquête rétrospective sur la famille* de 2001, qui constitue le cycle 15 de l'*Enquête sociale générale* de Statistique Canada. L'instrument principal de collecte de cette enquête est un questionnaire biographique rétrospectif centré sur l'individu. Il a permis de recueillir des informations détaillées sur les principaux événements et épisodes de la vie familiale des répondants, notamment les transformations de la famille pendant l'enfance, les départs et les retours du foyer parental, le début et la fin de chaque union, les périodes de vie avec des enfants qu'ils soient biologiques, adoptés ou enfants du conjoint, de même que des informations raisonnablement détaillées sur les principaux épisodes de la biographie scolaire et de la biographie de travail. Les fichiers publics fournissent la date de chaque événement exprimée par l'âge du répondant à la décimale près au moment de l'événement. Les interviews ont été réalisées par téléphone.

La population visée par l'enquête se composait de toutes les personnes de 15 ans et plus vivant au Canada à l'exception des habitants du Yukon, des Territoires du Nord-Ouest et du Nunavut et des pensionnaires à plein temps des établissements. L'échantillon a été stratifié sur la base de critères géographiques. Au sein des strates, le tirage a été réalisé au moyen d'une méthode composition aléatoire de numéros de téléphone. L'échantillon complet comprend 24 310 répondants (Statistique Canada, 2003 : 8-11).

Les femmes sont considérées à risque de se mettre à travailler entre 15 et 40 ans ; les immigrantes sont intégrées au groupe à risque au moment où elles s'établissent au Canada. On

tient compte de tous les enfants biologiques pour déterminer la position dans la biographie des naissances. Au total, nous étudions les biographies de 6 618 femmes.

Toutes les estimations sont faites en tenant compte du poids d'échantillonnage. On tient compte de l'effet de plan en corrigeant les erreurs-types par la méthode du rééchantillonnage repondéré (Rao et Wu, 1988. ; Yeo, Mantel et Liu, 1999). Pour réaliser les tests, on estime le nombre de degrés de liberté en posant l'effet de plan moyen à 1,38 (Statistique Canada, 2003 : 25).

## RÉSULTATS

Les résultats sont présentés dans le tableau 3 et les figures 4 à 8. Les courbes des figures 4 à 8 sont construites à partir des résultats présentés au tableau 3. La figure 4 représente la fonction de risque de base du modèle —  $\exp(\lambda_0)$  dans l'équation de notre modèle —, c'est-à-dire le risque, selon l'âge, de commencer à occuper un emploi rémunéré en 1941 dans l'analogie d'une cohorte fictive de femmes hors union, n'ayant jamais travaillé, n'étant pas aux études et n'ayant pas encore eu d'enfant. Les autres coefficients du modèle modifient cette fonction en tenant compte de l'année civile, du fait de n'avoir jamais travaillé, de travailler ou de ne pas travailler, d'être ou non en union, d'être ou non aux études et d'avoir aucun, un, deux ou au moins trois enfants. Les effets de ces variables ne sont pas nécessairement linéaires, ce qui permet de contourner en partie le postulat de proportionnalité habituellement associé au modèle de risque exponentiel. Pour cette raison, les coefficients sont difficiles à interpréter en eux-mêmes. Chaque courbe des figures 5 à 8 représente l'évolution, au fil du temps historique, du risque de se mettre à occuper un emploi rémunéré dans une position donnée de l'espace d'états que nous avons décrit plus haut. Nous limitons l'interprétation aux courbes qui correspondent aux périodes de la vie des femmes où elles ne sont pas aux études. On s'intéresse à l'évolution, au fil du temps historique, du risque instantané de se mettre à travailler pendant les périodes où elles n'ont pas encore eu d'enfant — autrement dit la période qui précède la naissance du premier enfant —, et les périodes où elles ont un, deux ou au moins trois enfants. On compare ainsi les courbes qui correspondent aux quatre états de l'espace d'états de la maternité à l'intérieur des périodes pendant lesquelles les femmes sont à risque de se mettre à occuper un emploi rémunéré.

TABLEAU 3 : LE RISQUE DE SE METTRE À TRAVAILLER SELON L'ANNÉE CIVILE, COMPTE TENU DU NOMBRE D'ENFANTS, DE L'ÉTAT MATRIMONIAL, DU FAIT D'ÉTUДИER ET DE CELUI D'AVOIR DÉJÀ TRAVAILLÉ

Âge en années révolues					$\hat{\beta}$	$\Pr( \hat{\beta}  > 0)$
15 ans					-1,8583	0,000
16 ans					-1,5330	0,000
17 ans					-1,0696	0,000
18 ans					-0,8697	0,000
19 ans					-0,8303	0,000
20 ans					-0,6521	0,000
21 ans					-0,6309	0,000
22 ans					-0,8461	0,000
23 ans					-0,7503	0,000
24 ans					-0,9221	0,000
25 ans					-0,9795	0,000
26 ans					-1,1603	0,000
27 ans					-1,1010	0,000
28 ans					-1,0923	0,000

Âge en années révolues					$\hat{\beta}$	$\Pr( z_{\hat{\beta}}  > 0)$
29 ans					-1,1591	0,000
30 ans					-1,2390	0,000
31 ans					-1,4436	0,000
32 ans					-1,3986	0,000
33 ans					-1,6355	0,000
34 ans					-1,5041	0,000
35 ans					-1,6334	0,000
36 ans					-1,8079	0,000
37 ans					-1,9014	0,000
38 ans					-1,9708	0,000
39 ans					-2,0332	0,000

Nombre d'enfants	Études	Travail	Union		$\hat{\beta}$	$\Pr( z_{\hat{\beta}}  > 0)$
Aucun enfant	<i>N'étudie pas</i>	<i>N'a jamais travaillé</i>	<i>Hors union</i>		0,0000	—
Aucun enfant	N'étudie pas	N'a jamais travaillé	En union		-2,5467	0,000
Aucun enfant	N'étudie pas	A travaillé	Hors union		-4,1499	0,000
Aucun enfant	N'étudie pas	A travaillé	En union		-4,3851	0,000
Aucun enfant	Étudie	N'a jamais travaillé	Hors union		-0,9159	0,000
Aucun enfant	Étudie	N'a jamais travaillé	En union		-0,5479	0,000
Aucun enfant	Étudie	A travaillé	Hors union		-3,5232	0,000
Aucun enfant	Étudie	A travaillé	En union		-5,0610	0,000
Un enfant	N'étudie pas	N'a jamais travaillé	Hors union		-0,8609	0,000
Un enfant	N'étudie pas	N'a jamais travaillé	En union		-3,1449	0,000
Un enfant	N'étudie pas	A travaillé	Hors union		-1,8686	0,000
Un enfant	N'étudie pas	A travaillé	En union		-3,3143	0,000
Un enfant	Étudie	N'a jamais travaillé	Hors union		-0,4267	0,174
Un enfant	Étudie	N'a jamais travaillé	En union		-1,3223	0,000
Un enfant	Étudie	A travaillé	Hors union		-1,3488	0,000
Un enfant	Étudie	A travaillé	En union		-3,0328	0,000
Deux enfants	N'étudie pas	N'a jamais travaillé	Hors union		-1,5343	0,000
Deux enfants	N'étudie pas	N'a jamais travaillé	En union		-4,2283	0,000
Deux enfants	N'étudie pas	A travaillé	Hors union		-1,8072	0,000
Deux enfants	N'étudie pas	A travaillé	En union		-3,0713	0,000
Deux enfants	Étudie	N'a jamais travaillé	Hors union		-1,1540	0,070
Deux enfants	Étudie	N'a jamais travaillé	En union		-1,3589	0,000
Deux enfants	Étudie	A travaillé	Hors union		-1,9438	0,000
Deux enfants	Étudie	A travaillé	En union		-1,1691	0,000
Au moins trois	N'étudie pas	N'a jamais travaillé	Hors union		-1,2452	0,000
Au moins trois	N'étudie pas	N'a jamais travaillé	En union		-3,5553	0,000
Au moins trois	N'étudie pas	A travaillé	Hors union		-1,5528	0,000
Au moins trois	N'étudie pas	A travaillé	En union		-3,5796	0,000
Au moins trois	Étudie	N'a jamais travaillé	Hors union		-0,8260	0,195
Au moins trois	Étudie	N'a jamais travaillé	En union		-1,2812	0,001
Au moins trois	Étudie	A travaillé	Hors union		-1,3280	0,024

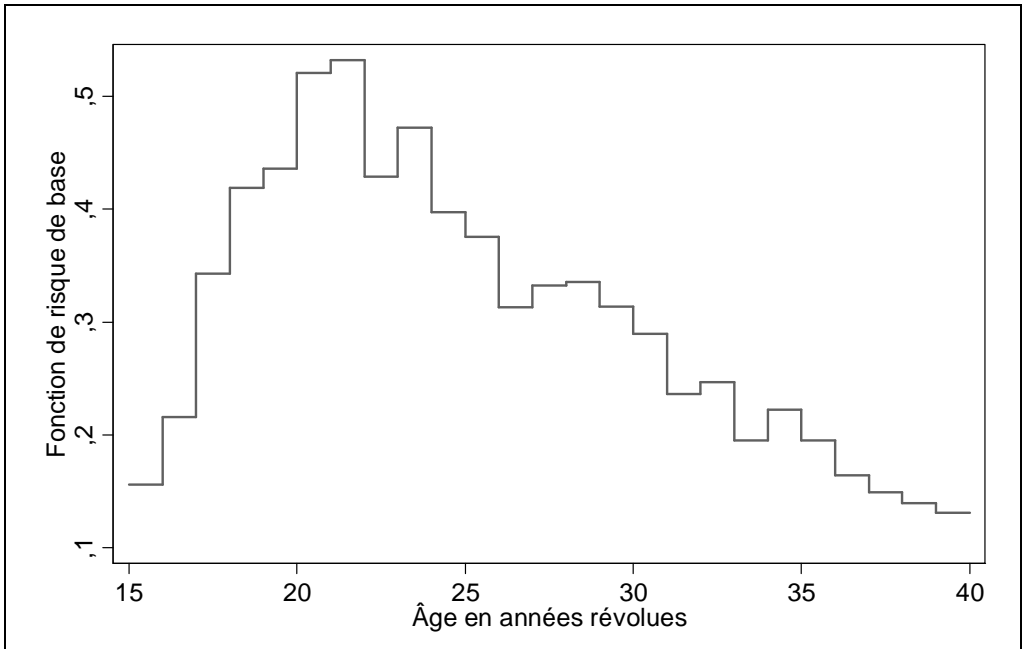
Nombre d'enfants	Études	Travail	Union		$\hat{\beta}$	$\Pr( \hat{\beta}  > 0)$
Au moins trois	Étudie	A travaillé	En union		-2,8624	0,000
Aucun enfant	N'étudie pas	N'a jamais travaillé	En union	Année	0,0544	0,000
Aucun enfant	N'étudie pas	A travaillé	Hors union	Année	0,0381	0,000
Aucun enfant	N'étudie pas	A travaillé	En union	Année	0,0501	0,000
Aucun enfant	Étudie	N'a jamais travaillé	Hors union	Année	-0,0102	0,021
Aucun enfant	Étudie	A travaillé	Hors union	Année	0,0396	0,002
Aucun enfant	Étudie	A travaillé	En union	Année	0,0737	0,000
Un enfant	N'étudie pas	N'a jamais travaillé	En union	Année	0,0452	0,000
Un enfant	N'étudie pas	A travaillé	En union	Année	0,0502	0,000
Un enfant	Étudie	A travaillé	En union	Année	0,0442	0,002
Deux enfants	N'étudie pas	N'a jamais travaillé	En union	Année	0,0747	0,000
Deux enfants	N'étudie pas	A travaillé	En union	Année	0,0389	0,000
Au moins trois	N'étudie pas	N'a jamais travaillé	En union	Année	0,0584	0,000
Au moins trois	N'étudie pas	A travaillé	En union	Année	0,0502	0,000
Au moins trois	Étudie	A travaillé	En union	Année	0,0434	0,004

La figure 4 nous montre que, toutes choses égales par ailleurs, le risque de se mettre à occuper un emploi rémunéré augmente rapidement entre l'âge de 15 ans et le début de la vingtaine et atteint son maximum entre 21 et 22 ans. Il décroît ensuite régulièrement jusqu'à 40 ans, où il retrouve un niveau comparable à celui de 15 ans. Comme dans tous les modèles de ce genre, les effets des variables indépendantes — ici, les effets linéaires ou quadratiques associés aux différentes positions dans l'espace d'états multidimensionnel que définit la combinaison des valeurs des variables indépendantes proprement dites — opèrent une simple translation de la fonction de risque de base le long de l'axe des ordonnées et ne la déforment pas.

Le risque qu'une femme se mette à occuper un emploi rémunéré lorsqu'elle n'est pas en union et n'a jamais travaillé varie selon le nombre de ses maternités, mais le risque associé à chaque nombre de maternités est demeuré constant au cours de la période que nous étudions. Ainsi, le risque que se mette à travailler une femme hors union qui n'a jamais travaillé et a un enfant est à peine un peu plus de 40% du risque de celle qui n'a pas d'enfant, le risque de celle qui a deux enfants à peine plus de 20% du risque de celle qui n'en a pas et le risque de celle qui a moins trois enfants un peu moins de 30% du risque de celle qui n'en a pas. En bref, avoir un ou des enfants réduit le risque de se mettre à occuper un emploi rémunéré chez les femmes sans conjoint qui n'ont jamais travaillé, et cette relation n'a pas changé au cours du temps.

On trouve des résultats inverses dans les épisodes où les femmes sont hors union mais ont déjà travaillé. Le risque qu'une femme hors union et sans enfant se mette à occuper un emploi rémunéré est très faible au début de la période et augmente très légèrement au cours de la période. Le risque qu'une femme hors union qui a eu un enfant se mette à occuper un emploi rémunéré est également faible, mais demeure constant tout au long de la période. Le risque qu'une femme hors union qui a eu deux ou au moins trois enfants se mette à occuper un emploi rémunéré est plus élevé et demeure constant tout au long de la période. En bref, avoir un ou des enfants augmente le risque de se mettre à occuper un emploi rémunéré chez les femmes sans conjoint qui ont déjà travaillé, et cette relation n'a pratiquement pas changé au cours du temps.

FIGURE 4 : LE RISQUE DE SE METTRE À TRAVAILER, DE 15 À 40 ANS  
VARIATION SELON L'ÂGE AU COURS DE LA VIE



En résumé, chez les femmes sans conjoint qui n'ont jamais travaillé avant d'avoir leur premier enfant, la maternité réduit le risque de se mettre à travailler ; chez les femmes sans conjoint qui ont travaillé avant d'avoir leur premier enfant, la maternité augmente le risque de se mettre à travailler. Dit autrement, dans le premier cas, la maternité contribue à exclure la femme de l'emploi rémunéré alors que dans le second, elle contribue à l'y inclure. On peut imaginer que dans le premier cas, l'effet de la maternité s'explique par la combinaison de deux facteurs : tout d'abord l'absence d'expérience de travail, qui rend difficile l'obtention d'un emploi et *a fortiori* l'obtention d'un premier emploi dont le revenu permettrait à la fois de subvenir au besoin d'un adulte et d'un enfant en plus de couvrir les frais de garde et ensuite, le fait que l'aide sociale, sous une forme ou une autre, a toujours lié le montant versé au bénéficiaire au nombre des dépendants. La mère sans conjoint qui n'a jamais travaillé se trouve dans une situation où le fait d'occuper un emploi rémunéré ne peut à peu près jamais améliorer sa situation économique à court terme. On peut également imaginer que dans le second cas, l'effet positif de la maternité sur le risque d'occuper à nouveau un emploi rémunéré et le niveau tout de même relativement faible de ce risque s'expliquent également par la combinaison de deux facteurs : tout d'abord l'expérience de travail, qui rend plus facile l'obtention d'un emploi dont la rémunération soit un peu substantielle et ensuite, le congé de maternité, qui assure un revenu de substitution qui permet de retarder le retour au travail. L'expérience de travail ferait en sorte que la mère sans conjoint réagirait aux exigences de l'entretien d'une famille dont le coût augmente avec le nombre des enfants en occupant plus rapidement un emploi en fonction du nombre de ses enfants. Le congé de maternité lui permettrait de retarder ce retour dans une certaine mesure.

FIGURE 5 : ÉVOLUTION DU RISQUE DE SE METTRE À TRAVAILLER - PÉRIODES SANS AUCUN ENFANT

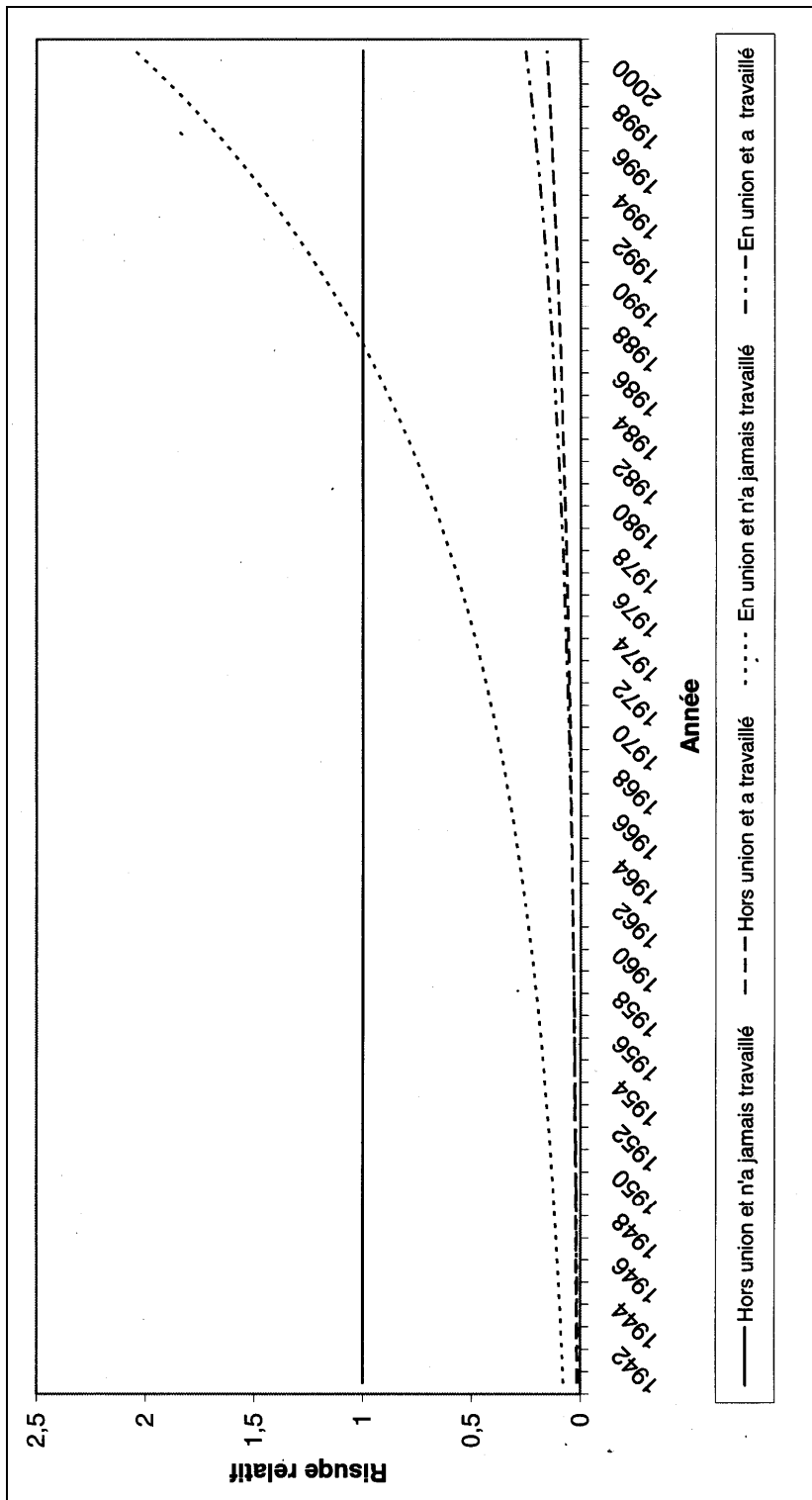


FIGURE 6 : ÉVOLUTION DU RISQUE DE SE METTRE À TRAVAILLER – PÉRIODES AVEC UN ENFANT

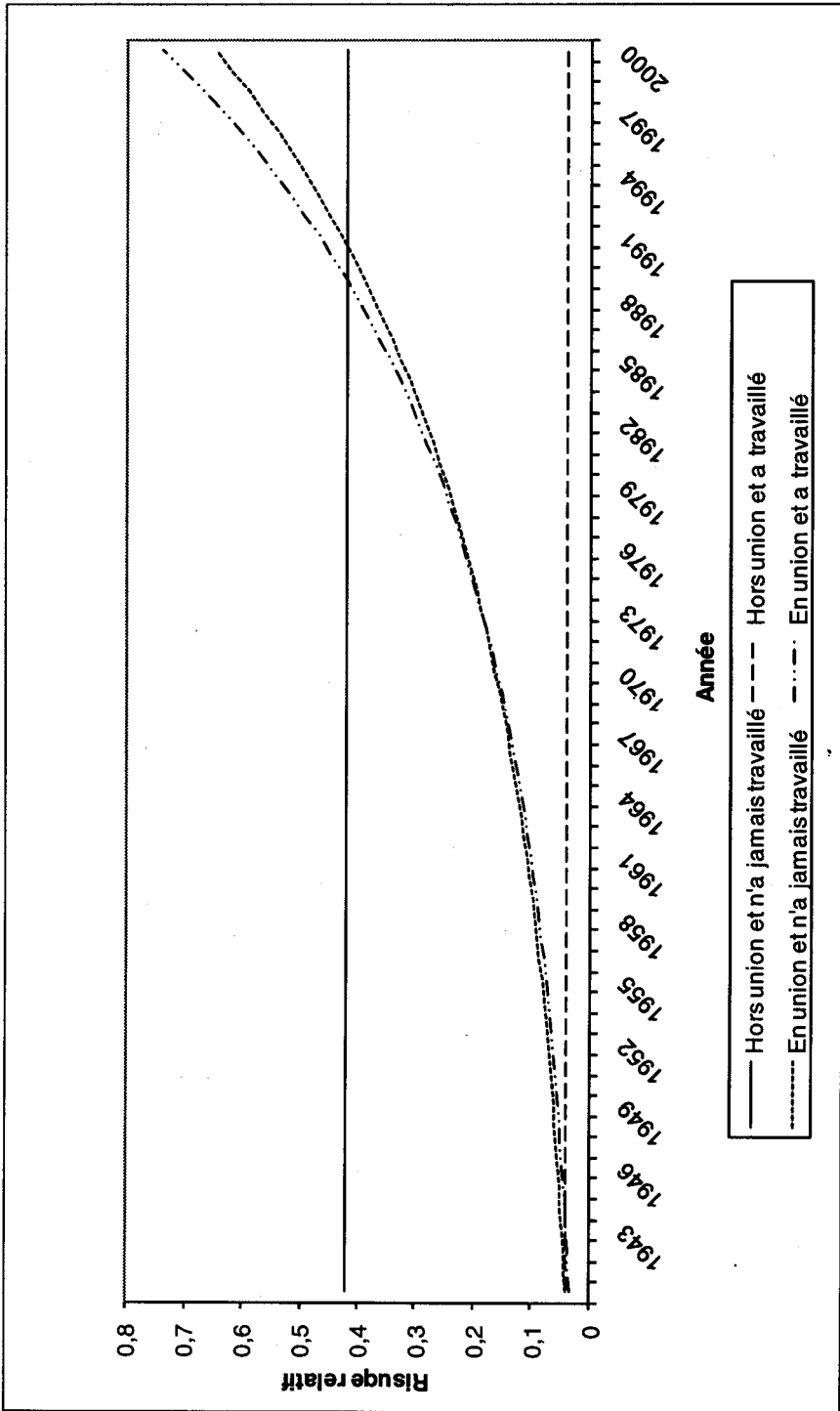


FIGURE 7 : ÉVOLUTION DU RISQUE DE SE METTRE À TRAVAILLER – PÉRIODES AVEC DEUX ENFANTS

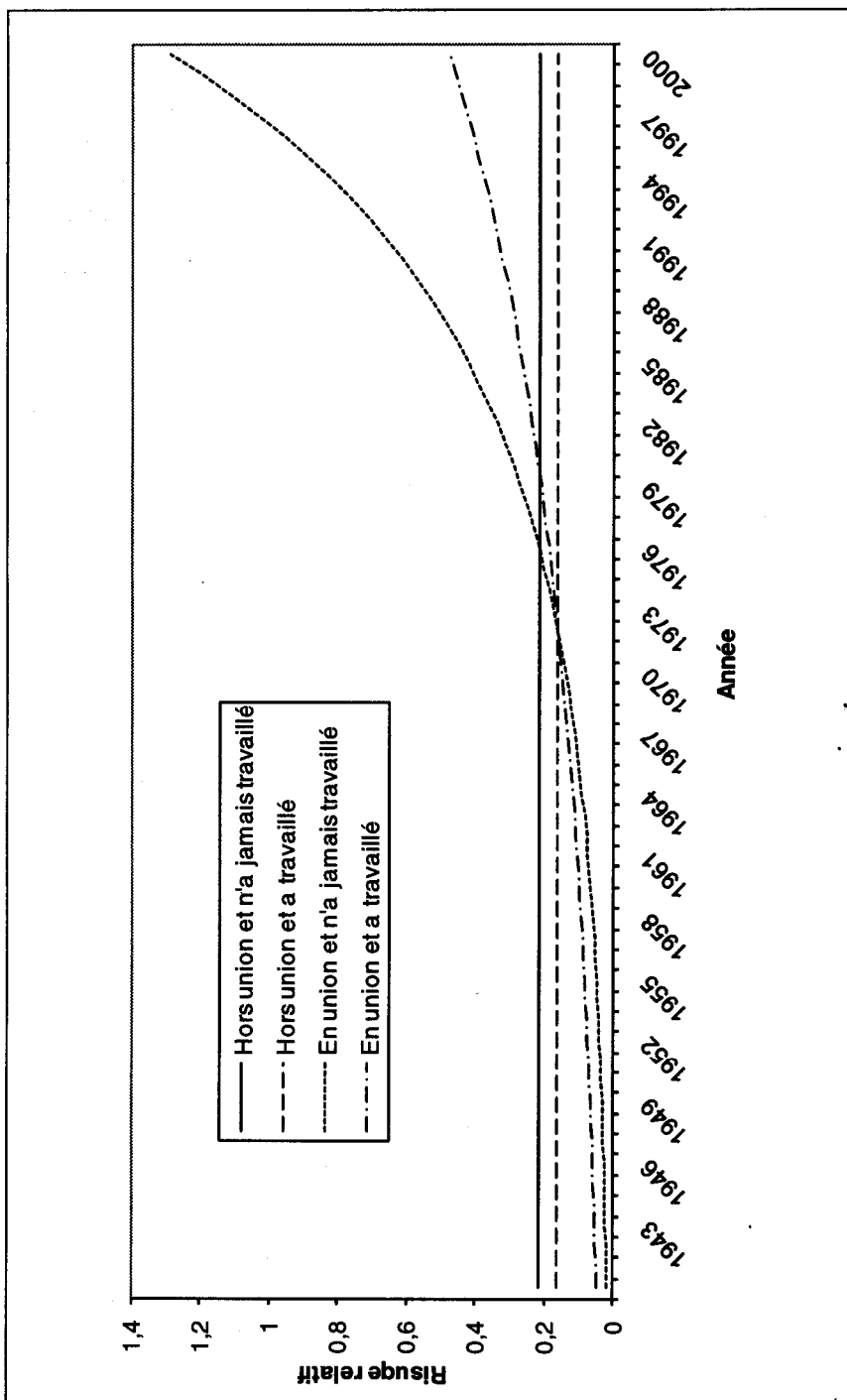
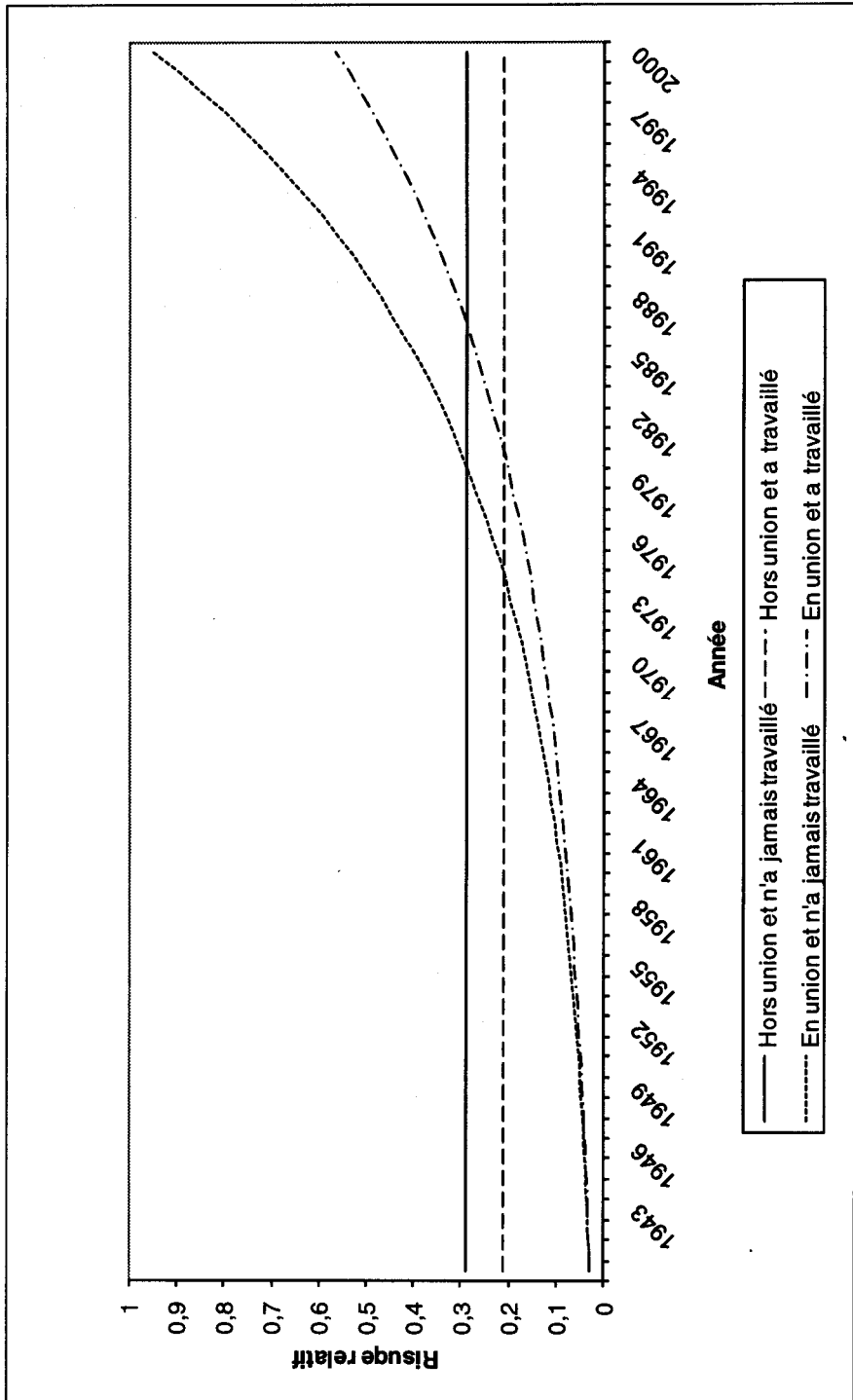




FIGURE 8 : ÉVOLUTION DU RISQUE DE SE METTRE À TRAVAILER - PÉRIODES AVEC AU MOINS TROIS ENFANTS



Le risque qu'une femme en union et sans enfant qui n'a jamais travaillé se mette à occuper un emploi rémunéré a considérablement augmenté au cours de la période que nous étudions. Très faible, au début de la période, il atteint le double de celui d'une femme hors union et sans enfant qui n'a jamais travaillé à la fin de la période. On trouve un résultat analogue chez les femmes en union qui n'ont jamais travaillé et ont eu un enfant : le risque qu'elles se mettent à travailler au début de la période était très faible et il augmente tout au long de la période ; à la fin de celle-ci, il est supérieur à celui des femmes hors union et sans enfant qui n'ont jamais travaillé. On retrouve encore des résultats similaires chez les femmes en union qui n'ont jamais travaillé et qui ont eu deux ou au moins trois enfants. On semble voir ici la combinaison de deux phénomènes. On constate tout d'abord que le risque de se mettre à travailler a augmenté au cours de la période pour toutes les femmes en union qui n'ont jamais travaillé ; peu importe le nombre de leurs maternités ; ceci revient à dire que le risque que se mette à travailler une femme en union qui n'a jamais travaillé a augmenté au cours de la période peu importe que cette femme ait ou non des enfants. Par ailleurs, le risque relatif, en fin de période, que se mette à travailler une femme en union qui n'a jamais travaillé varie en fonction du nombre des maternités : il est très élevé (environ 2,0) chez celles qui n'ont pas encore eu d'enfants, plus faible chez celle qui en ont un (environ 0,8), augmente chez celle qui ont deux enfants (environ 1,3) et diminue chez celles qui ont au moins trois enfants (environ 0,9). La femme en union qui n'a jamais eu d'enfant et n'a jamais travaillé se met rapidement à travailler, la première maternité réduit le risque qu'elle se mette à travailler si elle ne l'a pas déjà fait, la seconde l'augmente, et la troisième la réduit. On est tenté de voir, dans cette variation de l'effet de la maternité, les traces de quelques traits de la dynamique contemporaine de la vie familiale : dans le couple sans enfant la femme travaille ; elle peut ne pas se mettre à travailler après la naissance du premier enfant, vraisemblablement pour tenir le rôle de mère à temps plein ; elle doit se mettre à travailler après la naissance du deuxième enfant, vraisemblablement parce que le seul revenu du conjoint ne suffit pas à faire vivre convenablement quatre personnes ; elle peut difficilement se mettre à travailler après la naissance du troisième enfant parce que, peu importe le coût de l'entretien d'une famille de cinq personnes, l'éducation des enfants et les tâches ménagères ne peuvent pas être combinées à un emploi rémunéré ou encore, les frais de garde grugeraient une part trop importante de son revenu de travail.

On retrouve des résultats comparables, mais un peu différents, chez les femmes qui sont en union et ont déjà travaillé. Le risque qu'une femme en union qui a déjà travaillé se remette à travailler était très faible au début de la période que nous étudions et est relativement très élevé à la fin de la période chez celles qui ont eu un, deux ou au moins trois enfants. En fin de période, le risque que se remette à travailler une femme en union qui a déjà travaillé et qui a un enfant est à toutes fins utiles identique au risque que se mette à travailler une femme en union qui n'a jamais travaillé et qui a un enfant. Toujours en fin de période, le risque que se remette à travailler une femme en union qui a déjà travaillé et qui a deux enfants est nettement plus faible que le risque que se mette à travailler une femme en union qui n'a jamais travaillé et qui a deux enfants. On retrouve une différence analogue, mais moins prononcée, entre le risque que se remette à travailler la femme en union qui a déjà travaillé et a au moins trois enfants et le risque que se mette à travailler la femme en union qui n'a jamais travaillé et a au moins trois enfants. On semble retrouver, chez les femmes qui ont déjà travaillé, les traces des traits de la dynamique contemporaine de la vie familiale que nous croyons avoir distingué chez les femmes en union qui n'ont jamais travaillé, mais avec une nuance importante : les femmes en union qui ont déjà travaillé et qui ont deux ou au moins trois enfants se remettent moins rapidement à travailler que ne se mettent à travailler les femmes en union qui n'ont jamais travaillé et ont deux ou au moins trois enfants. Il est fort tentant d'attribuer cette différence au congé de maternité. La mère de deux ou d'au moins trois enfants qui a déjà travaillé peut bénéficier d'un revenu de remplacement dont ne peut pas bénéficier celle qui n'a jamais

travaillé et a autant d'enfants : dans son cas, le revenu différé que procure le congé de maternité libère la femme d'une partie de la pression que crée le coût de l'entretien de la famille de quatre ou cinq personnes. Dit autrement, le congé de maternité ralentit le retour au travail des mères de deux ou d'au moins trois enfants en leur permettant de se consacrer, pendant un certain temps, au soin de leurs enfants alors que le coût de l'entretien d'une famille de quatre ou cinq personnes force la mère qui n'a jamais travaillé à occuper un emploi rémunéré.

Cela dit, le très faible niveau, tout au long de la période, du risque que se remette à travailler la femme en union sans enfant qui a déjà travaillé constitue une anomalie à laquelle nous ne trouvons pas d'explication satisfaisante. On peut imaginer, bien que cela ne soit pas très convaincant, qu'il s'agisse là d'un effet de composition : notre échantillon ne comprendrait que très peu, ou pas du tout, de femmes dans cette situation à la fin de la période et on trouverait là la projection, à la fin de la période, de la situation qui n'existe qu'en début de période.

### Discussion

Dans un travail antérieur où nous nous sommes intéressés à l'évolution de la relation entre le travail des femmes et leur fécondité, nous montrons que, de 1941 à 2001, la relation entre le travail et la naissance des deux premiers enfants a évolué de manière non linéaire ; en fin de période, il est rare qu'une femme n'ait pas travaillé avant d'avoir son premier enfant, alors que la chose ne l'était pas en milieu de période. Nos résultats montraient également que le risque de donner naissance à un troisième ou un quatrième enfant a décliné pour toutes les modalités de participation au monde du travail : il est maintenant aussi faible chez les femmes qui n'ont jamais travaillé que chez celles qui travaillent ou qui ont travaillé et ne travaillent plus.

Nous nous intéressons ici à l'effet de la maternité sur le travail rémunéré, en privilégiant toujours une approche qui englobe sinon la totalité, du moins la plus grande partie de la vie reproductive.

La méthode que nous utilisons est un peu paradoxale, à la fois très construite et exploratoire. Elle est très construite dans la mesure où nous employons un modèle statistique assez sophistiqué qui utilise des biographies complètes, distingue 48 états pour représenter les différents moments de la biographie de chacune des femmes qui composent l'échantillon et permet des effets non linéaires. La démarche demeure néanmoins exploratoire ou inductive, dans la mesure où les effets associés à ces états ne peuvent être interprétés qu'en postulant l'action de facteurs — notamment le revenu du conjoint, le revenu tiré des congés de maternité et le revenu provenant de l'aide sociale — dont nous ne pouvons pas estimer directement les effets parce que nos données ne les contiennent pas. Autre limite, les résultats que nous obtenons sont un portrait moyen, puisque nous n'intégrons pas au modèle des caractéristiques aussi fondamentales pour l'étude des questions relatives à la famille que la scolarité, l'origine ethnique et la pratique religieuse. L'avantage de la démarche est qu'elle permet de faire apparaître les grandes tendances, ce qui est attendu d'une analyse qui porte sur de longs extraits de biographies qui se sont déroulés sur six décennies.

Nos principaux résultats peuvent se résumer comme suit :

- 1) Chez les femmes sans conjoint qui n'ont jamais travaillé avant d'avoir leur premier enfant, la maternité réduit le risque de se mettre à travailler alors que chez les femmes sans conjoint qui ont travaillé avant d'avoir leur premier enfant, elle augmente le risque de se mettre à travailler : la maternité contribue à exclure de l'emploi rémunéré la femme qui n'a jamais travaillé alors qu'elle contribue à l'y ramener celle qui a déjà travaillé. Ce

mécanisme semble avoir existé sans changement notable tout au long de la période que nous étudions.

- 2) La relation entre la maternité et l'emploi rémunéré des femmes qui ont un conjoint s'est au contraire profondément transformée du début à la fin de la période. La variation de l'évolution de la relation entre la maternité et l'emploi selon l'expérience de travail et le rang des naissances ne peut s'interpréter qu'en supposant la superposition de plusieurs mécanismes : l'augmentation générale de la participation des femmes au monde de l'emploi rémunéré, la diminution de la capacité des familles de plus de trois personnes à vivre du revenu d'un seul emploi et l'existence des congés de maternité qui permettent aux femmes qui ont un enfant après avoir travaillé de retarder leur retour au travail.

L'absence de changement de la situation des femmes qui vivent sans conjoint peut paraître à première vue étonnant, la dissolution des unions et les naissances hors union s'étant à peu près complètement substituées au veuvage comme source de cet état au cours de la période étudiée. Nos résultats montrent plutôt que l'état lui-même, plus que sa cause, semble déterminer la relation entre la maternité et le travail.

L'augmentation du risque de se mettre à travailler dans presque tous les types d'épisodes de vie en union n'est pas une surprise, la chose étant déjà fort bien connue. Le rôle apparemment important des revenus provenant des programmes sociaux — l'aide sociale pour les femmes qui deviennent mères sans conjoint et sans jamais avoir travaillé et le congé de maternité, ou son absence, pour les femmes qui ont un conjoint — est plus surprenante.

Du début à la fin de la période, on voit se mettre en place d'un régime où, dès le deuxième enfant, la mère qui n'avait jamais travaillé doit assez rapidement assurer une partie du revenu de la famille et où la femme qui a déjà travaillé semble plus facilement pouvoir retarder son retour au travail. Dit autrement, on constate la croissante impossibilité de la famille à père pourvoyeur : la mère de plusieurs enfants qui n'a jamais travaillé doit se mettre à travailler plus rapidement que la mère de plusieurs enfants qui a déjà travaillé parce que, manifestement, le seul revenu du père ne suffit plus à faire vivre convenablement une famille de quatre ou cinq personnes. Étrange ironie pour qui serait nostalgique de la famille traditionnelle, dans ce nouveau régime, la seule femme qui semble pouvoir se permettre de faire carrière de mère au foyer est celle qui vit sans conjoint et n'a jamais travaillé.

L'interprétation économique que nous avons proposée jusqu'ici se limite au jeu des ressources et des contraintes : capital humain mesuré par l'expérience de travail, revenu de substitution provenant de l'aide sociale, revenu différé provenant des congés de maternités, intervention de l'État par le biais de ces programmes sociaux. Il est évident qu'il ne s'agit là que d'un aspect de la question. La période que nous étudions est également caractérisée par l'augmentation du niveau de vie, que le ralentissement de l'accroissement des salaires n'a rendu possible, pour le plus grand nombre des familles, qu'en comptant sur le revenu des deux parents. Simultanément, la scolarisation étendue des enfants et le progrès technologique libèrent le temps des femmes qui peut plus facilement être consacré à l'emploi rémunéré. À ces transformations, elles aussi de nature économique, s'ajoutent, au cours la même période, le renversement des attentes face à la femme et à son rôle dans le couple et la perte de crédibilité du système normatif traditionnel qui régissait la vie sexuelle, reproductive et familiale, reproductive (Laplante, 2006), perte de crédibilité dont on ne sait pas dans quelle mesure elle a rendu possible la transformation des attentes et des rôles ou, au contraire, elle est la conséquence des pressions économiques. Malgré leur intérêt et leur importance, on ne voit pas très bien comment intégrer explicitement cet aspect des transformations au type de démarche que nous utilisons ici.

Au-delà de ces considérations très générales, la principale limite de notre approche est la difficulté d'y intégrer les caractéristiques sociales et économiques dont nous disposons tout en

conservant des résultats interprétables. Le problème est plus conceptuel que technique : nos données nous permettent de reconstituer à peu près correctement la biographie des études et donc de mesurer correctement la scolarité, nous connaissons avec une certaine précision l'origine ethnique des répondantes ; simplement, il n'est pas évident d'interpréter les coefficients d'une équation dans laquelle on fait coexister un espace d'états multidimensionnel et des caractéristiques qui déterminent la position de chaque individu à chaque moment dans cet espace en plus de déterminer la variable dépendante elle-même.

Le fait d'étudier deux changements d'état dans deux modèles complètement distincts — la naissance d'un enfant et le fait de se mettre à occuper un emploi rémunéré — alors que chacun de ces deux modèles utilise des variables indépendantes identiques (être ou non aux études, être ou non en union) et que la variable dépendante de l'un devient une des variables indépendantes de l'autre n'est évidemment pas une démarche idéale. Nous convenons qu'il serait bon d'examiner la possibilité de combiner les deux processus dans un seul modèle, de manière à estimer simultanément les deux équations et tenir compte explicitement de la corrélation entre les deux processus.

## BIBLIOGRAPHIE

- ALHO, J. M. et B. D. SPENCER. 2005. *Statistical Demography and Forecasting*. New York NY : Springer Science.
- KEMPENEERS, M. 1992. *Le travail au féminin. Analyse démographique de la discontinuité professionnelle des femmes au Canada*. Montréal : Les Presses de l'Université de Montréal.
- LAPLANTE, B. 2005. « L'évolution de l'effet du travail rémunéré sur la fécondité des femmes canadiennes, 1941-2001 », communication présentée dans le cadre de la Conférence spéciale de la Fédération canadienne de démographie *Études longitudinales et défis démographiques du XXI<sup>e</sup> siècle*, 18-19 novembre 2005, Montréal (Canada).
- LAPLANTE, B. 2006. « Power, science, law and the second demographic transition », communication présentée à l'atelier intitulé *Population, Development, and Public Policy* organisé par le comité de recherche 41 sur la *Sociologie de la population* dans le cadre du 16<sup>ème</sup> Congrès mondial de sociologie tenu à Durban (Afrique du Sud), le 28 juillet 2006.
- LAPLANTE, B. et J.-F.GODIN. 2003. « La population active au 20<sup>e</sup> siècle » dans Victor PICHÉ et Céline Le BOURDAIS, éd. *La démographie québécoise, enjeux du XXI<sup>e</sup> siècle*. Montréal, Presses de l'Université de Montréal : 193-224.
- RAO, J. N. K. et C. F. J. WU. 1988. « Resampling inference with complex survey data ». *Journal of the American Statistical Association*, 83, 231-241.
- STATISTIQUE CANADA. 2003. Enquête sociale générale 2001, Cycle 15, Enquête rétrospective sur la famille. Documentation sur le fichier de microdonnées à grande diffusion et guide de l'utilisateur (12M0015GPF). Ottawa : Division de la statistique sociale, du logement et des familles.
- YEO, D., H. MANTEL et Tzen-Ping LIU. 1999. « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey ». *Proceedings of the Survey Research Methods Section (American Statistical Association, August)*.