

Article

« Conjugalité et fécondité des femmes canadiennes : un modèle dynamique estimé à l'aide d'une série de coupes transversales »

Claude Felteau, Pierre Lefebvre, Philip Merrigan et Liliane Brouillette

L'Actualité économique, vol. 73, 1997, p. 233-263.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/602228ar>

DOI: 10.7202/602228ar

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 <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

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 : info@erudit.org

CONJUGALITÉ ET FÉCONDITÉ DES FEMMES CANADIENNES : UN MODÈLE DYNAMIQUE ESTIMÉ À L'AIDE D'UNE SÉRIE DE COUPES TRANSVERSALES*

Claude FELTEAU

Pierre LEFEBVRE

Philip MERRIGAN

Département des sciences économiques

Centre de recherche sur l'emploi et les fluctuations économiques

Université du Québec à Montréal

Liliane BROUILLETTE

Centre de recherche sur l'emploi et les fluctuations économiques

Université du Québec à Montréal

RÉSUMÉ – En économie du travail, un nombre croissant de propositions sont formulées en termes dynamiques. Pour tester ces propositions, on doit idéalement disposer de données longitudinales ou, tout au moins, rétrospectives. Cependant, des études récentes ont démontré que des données provenant de coupes transversales répétées dans le temps peuvent être utilisées pour estimer des modèles dynamiques. Suivant une approche proposée par Moffitt (1990, 1993), on construit un modèle markovien avec variables dépendantes discrètes pour analyser les décisions de formation des couples et de fécondité de rang un, deux et trois des femmes canadiennes. Ce modèle est estimé à l'aide de données tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs, une enquête ponctuelle répétée dans le temps.

ABSTRACT – In labor economics, an increasing number of assertions are set out in dynamic terms. Ideally, panel data – or, at least, retrospective data – must be used to test these assertions. However, recent studies have shown that data taken from a time series of cross sections can be used to estimate dynamic models. Following Moffitt (1990, 1993), a

* Cet article est une version substantiellement révisée d'un texte présenté au sixième congrès annuel de l'*European Society for Population Economics*, tenu à Gmunden, en Autriche, en juin 1992. Les commentaires et suggestions de J. Hoem, de l'Université de Suède, d'un arbitre anonyme et des participants à des séminaires aux universités Laval, McMaster et de Sherbrooke, ont été grandement appréciés. Cette recherche a bénéficié de l'appui financier de la Fondation canadienne Donner, du Fonds F.C.A.R. du Ministère de l'enseignement supérieur et de la science du Québec ainsi que du programme FODAR de l'Université du Québec.

markovian model with discrete dependent variables is set up to analyze the marriage and fertility decisions of Canadian women. The model is estimated with data taken from the Survey of Consumer Finances, a cross sectional survey repeated over time with different samples.

INTRODUCTION

Au cours des trente dernières années, des transformations très importantes des structures familiales ont affecté la plupart des pays occidentaux. Vers la fin des années soixante, l'accès à une contraception plus efficace et un recours plus autorisé à l'avortement vont conduire à un contexte où les possibilités d'écartier, de reporter ou d'interrompre une grossesse font de la formation d'une famille et de l'addition de chaque enfant un choix plus délibéré, sinon toujours entièrement rationnel, des couples. L'accès plus délibéré à la parentalité va non seulement contribuer à une baisse de la fécondité mais aussi de la taille des familles avec le contrôle des parents sur leur projet d'enfants, soit le nombre et le calendrier des naissances dans leur vie. Puis, comme en témoignent les lois élargissant l'accès au divorce et l'apparition de pratiques plus courantes d'union consensuelle, ce sont les choix de conjugalité qui sont aussi devenus plus délibérés, occasionnant des trajectoires de vie davantage marquées par des ruptures conjugales et l'instabilité des couples. Ces transformations des pratiques conjugales affectent la constitution des familles et le nombre des naissances, mais elles entraînent à leur tour une augmentation des épisodes de monoparentalité et de recomposition familiale.

Parallèlement à ces transformations, le monde du travail connaissait des changements profonds qui affectaient à leur tour les familles : formation plus poussée des travailleurs, extension de la scolarisation et entrée plus tardive des jeunes à l'âge adulte ; arrivée sur le marché du travail des femmes mariées puis des mères de jeunes enfants ; hausse du chômage dans les années quatre-vingt et difficultés d'insertion professionnelle des jeunes. Ces divers phénomènes ont eu un impact sur la formation des familles, entre autres, sur les processus de l'entrée dans la conjugalité et sur les projets de procréation des hommes et des femmes. La société canadienne n'a pas échappé à ces transformations. Cette étude vise à identifier, en adoptant une approche dynamique, certains des déterminants socio-économiques qui ont pu contribuer à l'évolution de ces processus au cours de la période 1975-1993.

En démographie économique, des études récentes portant sur le travail des femmes, la conjugalité et la fécondité montrent qu'il est essentiel de tenir compte des relations complexes existant entre les caractéristiques socio-économiques des couples, les variables de l'environnement économique et le coût d'opportunité des enfants. De plus, certains travaux – Moffitt (1984), Hotz et Miller (1988), Cigno et Ermisch (1989) et Van der Klaauw (1996), entre autres – insistent fortement tant sur l'endogénéité des décisions relatives à ces comportements que sur leur caractère dynamique et séquentiel. Puisque les plans de consommation, de travail et de fécondité des couples se déroulent simultanément au cours du cycle de vie, des effets de « tempo » qui seront inévitablement différenciés selon

les générations, vont apparaître. Cependant, l'utilisation de modèles explicitement dynamiques permettant d'identifier empiriquement les arbitrages économiques apparaissant au cours des trajectoires de vie des différentes générations se heurte à l'obstacle de l'indisponibilité, au Canada, de micro-données longitudinales adéquates¹. Jusqu'à maintenant, ce problème a exercé une contrainte sérieuse sur la nature et la diversité des travaux empiriques susceptibles d'être réalisés.

Pour prendre l'exemple de l'analyse des comportements de fécondité – un des sujets les plus étudiés en démographie économique – les travaux d'origine canadienne ont surtout porté sur les déterminants de la taille des familles une fois la période de fécondité de l'épouse complétée (Carliner, Robinson et Tomes, 1980; Robinson et Tomes, 1982; Tomes, 1985 et Rao, 1987). Ces travaux s'appuient sur les données des recensements. Deux critiques peuvent être formulées à l'égard de ces études. D'une part, les données des recensements ne permettent pas d'analyser les décisions parentales des familles dont l'épouse n'a pas complété sa période de fécondité. Pour évaluer l'efficacité des politiques publiques visant la promotion ou la limitation des naissances, ces décisions présentent un intérêt plus grand que celles des couples qui ne peuvent plus procréer. D'autre part, ces données sont muettes sur toute question concernant le moment de l'arrivée des enfants, leur espacement au cours du cycle de vie et l'influence exercée par les choix antérieurs des couples relativement au mode de vie (mariage ou union libre) et au travail (temps plein ou partiel) sur leurs choix futurs.

Cependant, il appert que les données qui se présentent sous la forme de coupes transversales répétées dans le temps peuvent être utilisées pour pallier aux inconvénients résultant de l'absence de véritables données longitudinales. Selon Deaton (1985), Browning, Deaton et Irish (1985) et Heckman et Robb (1985), les enquêtes qui fournissent chaque année des échantillons aléatoires d'une même population – comme l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada – permettent de créer des données de type panel et d'estimer avec efficacité des modèles linéaires dotés de caractéristiques dynamiques. Plus récemment, Moffitt (1990, 1993) a démontré que cette stratégie d'estimation pouvait aussi être appliquée aux modèles avec variables dépendantes discrètes. Dans ce cas, un modèle dynamique peut être formulé en termes de taux de transition entre états dont les déterminants peuvent être identifiés et estimés à l'aide de coupes transversales répétées. Cela reste vrai même si aucun changement d'état ne peut être observé dans l'échantillon. De plus, l'estimation de tels modèles requiert l'imposition de conditions peu restrictives².

1. Néanmoins, il existe des données rétrospectives – celles de l'Enquête sociale générale de 1990 de Statistique Canada – qui permettent d'estimer des modèles du *timing* et de l'espacement des naissances (Merrigan et St-Pierre, 1998) et des décisions de formation et de rupture des couples (Lefebvre et Merrigan, 1997).

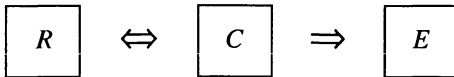
2. On peut aussi utiliser ces données pour estimer des modèles polytomiques de choix discrets. Cependant, ces modèles ne sont pas de nature dynamique. Lefebvre, Brouillette et Felteau (1994a, 1994b) ont suivi cette approche pour analyser les décisions de fécondité et de participation au marché du travail des femmes canadiennes et québécoises. Dans ces études, les modèles estimés permettent d'évaluer, par simulation, les effets de certaines politiques publiques de soutien à la famille sur la fécondité.

Notre étude s'appuie sur les travaux de Moffitt (1990, 1993). On construit un modèle explicitement dynamique qui prend en considération les décisions de formation des couples et de fécondité. Ce modèle est ensuite estimé avec des données provenant d'une série de coupes transversales répétées dans le temps. Parce que les données utilisées ne nous fournissent aucune indication sur l'âge exact des enfants, on doit représenter la naissance d'un enfant comme une transition dans un état *absorbant*³. Cela permet de modéliser, potentiellement de façon différente, les décisions de fécondité selon le rang à la naissance⁴.

Dans la première section de ce texte, on définit les différents états du monde et les transitions possibles entre ceux-ci dans le cadre d'un modèle général des décisions concernant la formation, la rupture des couples et la fécondité des femmes. Les résultats de l'estimation d'un cas particulier de ce modèle, limité aux seules décisions de formation des couples et de fécondité, sont présentés dans la section 2. Enfin, dans la section 3, on résume les conclusions de l'étude et on discute des prolongements de la recherche.

1. SPÉCIFICATION DU MODÈLE

Un modèle dynamique permet d'analyser les transitions entre états effectuées dans le temps. Dans ce texte, les états et les transitions qui retiennent notre attention sont ceux qui se rapportent à la formation, à la rupture des couples et à la fécondité des femmes. On peut les représenter à l'aide du schéma suivant :



L'état *R* représente les femmes qui vivent seules, célibataires, séparées ou divorcées. Les femmes vivant dans une famille époux-épouse, sans enfant, se trouvent dans l'état *C* alors que l'état *E* est occupé par les femmes qui ont au moins un enfant, quel que soit leur état matrimonial⁵. Les flèches indiquent les directions dans lesquelles les transitions peuvent être effectuées. L'état *E* est *absorbant*, dans le sens où on ne sait pas ce qui arrive à la personne ou au couple une fois que cet état est atteint. Les conjoints peuvent avoir un deuxième et un

3. Les modèles avec états absorbants, fréquemment utilisés en biostatistique, sont du type *illness-death*. Ces modèles sont utiles lorsque les dates de passage d'un état de santé à un autre ou d'un état de maladie plus ou moins avancée à la mort sont inconnues (cf. Kalbfleisch et Lawless, 1988). Tuma, Hannan et Groeneveld (1979) et Tuma et Robins (1980) présentent des applications de ces modèles aux sciences sociales.

4. La séparation des décisions relatives à la fécondité de rang un, deux et trois peut être justifiée par des arguments théoriques (voir Ermisch, 1989).

5. Dans cette section, la transition de l'état *C* à l'état *E* représente la décision d'avoir un premier enfant. Dans la section suivante, on analyse les résultats de l'estimation des modèles relatifs aux décisions d'avoir un premier, un second et un troisième enfant. Dans ces deux derniers cas, les états doivent être redéfinis.

troisième enfant ; ils peuvent se séparer ou divorcer. Peu importe. Du point de vue de la modélisation, cela signifie que les passages de l'état E aux états R et C sont interdits⁶.

On va maintenant définir formellement les probabilités d'occupation de chacun des états et les probabilités de transition entre ces états dans le cadre d'un modèle markovien. Soit ϕ_{Sit} une variable dichotomique dont la valeur est égale à 1 lorsque l'état S ($S = R, C, E$) est occupé par la personne i à l'âge t et égale à 0 dans le cas contraire. De même, ϕ_{Sit}^* est une variable latente continue permettant de mesurer la valeur attribuée à l'occupation de l'état S à la période t . Ainsi, les équations du système (1) fournissent des indicateurs des valeurs attribuées aux états du modèle :

$$\begin{aligned} \phi_{Rit}^* &= X_{it}\alpha_1 + (X_{it}\alpha_2)\phi_{Ci,t-1} + (X_{it}\alpha_3)\phi_{Ei,t-1} + v_{1it} \\ \phi_{Cit}^* &= X_{it}\delta_1 + (X_{it}\delta_2)\phi_{Ci,t-1} + (X_{it}\delta_3)\phi_{Ei,t-1} + v_{2it} \\ \phi_{Eit}^* &= X_{it}\gamma_1 + (X_{it}\gamma_2)\phi_{Ci,t-1} + (X_{it}\gamma_3)\phi_{Ei,t-1} + v_{3it} \end{aligned} \tag{1}$$

Dans ce système, X_{it} représente le vecteur des valeurs prises par un ensemble de variables socio-économiques observables qui peuvent varier selon l'âge de la personne⁷. Les vecteurs α_k , δ_k et γ_k ($k = 1,2,3$) contiennent les coefficients associés à ces variables. Enfin, les termes résiduels v_{hit} ($h = 1,2,3$) représentent l'ensemble des variables non observables qui exercent une influence sur les valeurs attribuées aux états. Le caractère markovien du modèle provient de ce que l'état occupé à l'âge $t - 1$ apparaît comme variable explicative dans chacune des équations⁸. Cependant, les valeurs attribuées aux états ne dépendent pas de la durée de l'occupation de l'état dans lequel la personne se trouvait à la période précédente.

En soustrayant la première équation du système (1) des deux autres, on obtient les équations

$$\begin{aligned} \phi_{CRit}^* &= X_{it}\beta_1 + (X_{it}\beta_2)\phi_{Ci,t-1} + (X_{it}\beta_3)\phi_{Ei,t-1} + \eta_{1it} \\ \phi_{ERit}^* &= X_{it}\theta_1 + (X_{it}\theta_2)\phi_{Ci,t-1} + (X_{it}\theta_3)\phi_{Ei,t-1} + \eta_{2it} \end{aligned} \tag{2}$$

6. Il est possible de spécifier un modèle plus général, comportant davantage d'états et de transitions. Toutefois, le modèle proposé présente l'avantage de concentrer l'attention sur certaines transitions particulières tout en demeurant simple et relativement facile à estimer. Dans ce contexte, les états R et E permettent d'associer, à chaque période, chacune des observations à un état ; le passage de C à E est irréversible (sauf dans certains cas pathologiques, on ne se départit pas d'un enfant) et le passage de E à R est interdit de façon à ce que la transition de R à C ne soit permise qu'aux couples sans enfant.

7. Par convention, la première de ces variables prend toujours une valeur égale à 1.

8. À première vue, il peut sembler que les valeurs des états en t ne sont pas affectées par l'occupation de l'état R à la période précédente. Puisque $\phi_{Ri,t-1} = 1 - \phi_{Ci,t-1} - \phi_{Ei,t-1}$, la relation de dépendance existant entre les valeurs attribuées aux états et $\phi_{Ri,t-1}$ est implicite.

dans lesquelles $\phi_{CRit}^* = \phi_{Cit}^* - \phi_{Rit}^*$, $\phi_{ERit}^* = \phi_{Eit}^* - \phi_{Rit}^*$, $\eta_{1it} = v_{2it} - v_{1it}$ et $\eta_{2it} = v_{3it} - v_{1it}$. Les coefficients β et θ sont utilisés pour simplifier la notation. Le choix des états peut être représenté comme le résultat de comparaisons des valeurs prises par les variables dépendantes de ces équations.

Les critères de choix sont les suivants⁹ :

$$\begin{aligned} \phi_{Cit} &= 1 && \text{si } \phi_{CRit}^* > \phi_{ERit}^* \text{ et } \phi_{CRit}^* > 0 \\ &= 0 && \text{sinon;} \\ \phi_{Eit} &= 1 && \text{si } \phi_{ERit}^* > \phi_{CRit}^* \text{ et } \phi_{ERit}^* > 0 \\ &= 0 && \text{sinon;} \\ \phi_{Rit} &= 1 && \text{si } \phi_{CRit}^* < 0 \text{ et } \phi_{ERit}^* < 0 \\ &= 0 && \text{sinon.} \end{aligned} \quad (3)$$

On définira maintenant les probabilités de transition entre les états. La variable p_{RCit} représente la probabilité d'observer la personne i dans l'état C à l'âge t alors qu'elle occupait l'état R l'année précédente. De façon plus formelle, on définit les probabilités de transition à l'aide des équations :

$$\begin{aligned} p_{RCit} &= \text{Prob}[\phi_{Cit} = 1 \mid \phi_{Ci,t-1} = 0, \phi_{Ei,t-1} = 0] \\ p_{RRit} &= \text{Prob}[\phi_{Rit} = 1 \mid \phi_{Ci,t-1} = 0, \phi_{Ei,t-1} = 0] \\ p_{CEit} &= \text{Prob}[\phi_{Eit} = 1 \mid \phi_{Ci,t-1} = 1, \phi_{Ei,t-1} = 0] \\ p_{CRit} &= \text{Prob}[\phi_{Rit} = 1 \mid \phi_{Ci,t-1} = 1, \phi_{Ei,t-1} = 0] \\ p_{CCit} &= \text{Prob}[\phi_{Cit} = 1 \mid \phi_{Ci,t-1} = 1, \phi_{Ei,t-1} = 0] \\ p_{EEit} &= \text{Prob}[\phi_{Eit} = 1 \mid \phi_{Ci,t-1} = 0, \phi_{Ei,t-1} = 1]. \end{aligned} \quad (4)$$

Les définitions des probabilités de transition et les critères de choix des états permettent d'exprimer les probabilités de transition en fonction des variables observables X_{it} , des termes résiduels et des coefficients du système (2). On obtient :

$$\begin{aligned} p_{RCit} &= \text{Prob}[\eta_{1it} - \eta_{2it} > X_{it}(\theta_1 - \beta_1), \eta_{1it} < X_{it}\beta_1] \\ p_{RRit} &= \text{Prob}[\eta_{1it} - \eta_{2it} > X_{it}(\beta_1 - \theta_1), \eta_{1it} > X_{it}\beta_1] \end{aligned} \quad (5)$$

et

$$\begin{aligned} p_{CEit} &= \text{Prob}[\eta_{1it} - \eta_{2it} < X_{it}((\theta_1 + \theta_2) - (\beta_1 + \beta_2)), \eta_{2it} < X_{it}(\theta_1 + \theta_2)] \\ p_{CCit} &= \text{Prob}[\eta_{1it} - \eta_{2it} > X_{it}((\theta_1 + \theta_2) - (\beta_1 + \beta_2)), \eta_{1it} < X_{it}(\beta_1 + \beta_2)] \\ p_{CRit} &= \text{Prob}[\eta_{1it} > X_{it}(\beta_1 + \beta_2), \eta_{2it} > X_{it}(\theta_1 + \theta_2)]. \end{aligned} \quad (6)$$

9. Un exemple simple permet d'illustrer l'application de ces critères. L'état C est préféré aux états E et R si $\phi_{Cit}^* > \phi_{Eit}^*$ et $\phi_{Cit}^* > \phi_{Rit}^*$. Ces inégalités impliquent que $\phi_{CRit}^* > \phi_{ERit}^*$ et $\phi_{CRit}^* > 0$.

Compte tenu du fait que $p_{ERit} = p_{ECit} = 0$ (on ne peut quitter l'état E), les systèmes d'équations (5) et (6) impliquent que les probabilités de transition doivent satisfaire aux contraintes :

$$\begin{aligned}
 p_{RCit} + p_{RRit} &= 1 \\
 p_{CEit} + p_{CRit} + p_{CCit} &= 1 \\
 p_{EEit} &= 1.
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

Les probabilités d'occupation des états π_{Cit} et π_{Eit} sont de nature inconditionnelle (marginale). Elles correspondent aux probabilités que la personne i occupe les états C et E à la période t :

$$\begin{aligned}
 \pi_{Cit} &= Prob[\phi_{Cit} = 1] \\
 &= p_{CCit} Prob[\phi_{Ci,t-1} = 1] + p_{RCit} Prob[\phi_{Ri,t-1} = 1] \\
 &= (1 - p_{CEit} - p_{CRit}) \pi_{Ci,t-1} + p_{RCit} (1 - \pi_{Ci,t-1} - \pi_{Ei,t-1})
 \end{aligned}
 \tag{8}$$

et

$$\begin{aligned}
 \pi_{Eit} &= Prob[\phi_{Eit} = 1] \\
 &= p_{EEit} Prob[\phi_{Ei,t-1} = 1] + p_{CEit} Prob[\phi_{Ci,t-1} = 1] \\
 &= \pi_{Ei,t-1} + p_{CEit} \pi_{Ci,t-1}.
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

Comme c'était le cas des systèmes (1) et (2), les équations (8) et (9) mettent en évidence le caractère markovien du modèle : les probabilités d'occupation des états à une période donnée dépendent des valeurs prises par ces mêmes probabilités à la période précédente. Cette propriété permet d'établir des formules de récurrence qui peuvent être utilisées pour « prédire » à rebours les probabilités d'occupation des états lors de l'estimation du modèle :

$$\begin{aligned}
 \pi_{Cit} &= (1 - p_{CEit} - p_{CRit}) \pi_{Ci,t-1} + p_{RCit} (1 - \pi_{Ci,t-1} - \pi_{Ei,t-1}) \\
 \pi_{Eit} &= \pi_{Ei,t-1} + p_{CEit} \pi_{Ci,t-1}, \quad \tau = t, t-1, \dots, 18.
 \end{aligned}
 \tag{10}$$

Il reste à établir les relations existant entre les probabilités de transition et un ensemble de variables explicatives dont les coefficients sont estimés par la maximisation du logarithme de la vraisemblance

$$\begin{aligned}
 Log(L) &= \sum_i [(1 - \phi_{Cit} - \phi_{Eit}) \log(1 - \pi_{Cit} - \pi_{Eit}) \\
 &\quad + \phi_{Cit} \log(\pi_{Cit}) + \phi_{Eit} \log(\pi_{Eit})].
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

Dans cette équation, les ϕ sont observés mais les π ne peuvent l'être compte tenu de la nature des données. Tel que mentionné, on peut les « prédire » à rebours à l'aide du système d'équations (10) et des valeurs prises par les coefficients à chaque itération. De plus, on doit supposer que toutes les femmes se trouvent dans l'état R à 17 ans (c'est-à-dire $\pi_{Ci,17} = \pi_{Ei,17} = 0$).

On procédera à l'estimation d'un cas particulier de ce modèle. On ignore la possibilité d'une rupture d'union ($p_{CRit} = 0, \forall t$) et on suppose que les termes résiduels du système d'équations (1) sont indépendants et répartis de façon identique selon une loi de type Weibull (McFadden, 1973). Dans ce cas, les relations existant entre les variables explicatives du modèle et les probabilités de transition p_{RCit} et p_{CEit} correspondent aux expressions¹⁰ :

$$p_{RCit} = \frac{\exp(X_{it}\lambda_1)}{1 + \exp(X_{it}\lambda_1)}, \quad p_{CEit} = \frac{\exp(X_{it}\lambda_2)}{1 + \exp(X_{it}\lambda_2)}. \quad (12)$$

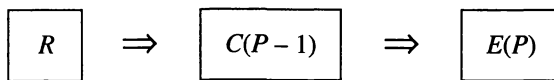
On obtient les probabilités de demeurer dans les états (p_{RRit} , p_{CCit} et p_{EEit}) à l'aide du système d'équations (7).

L'adoption d'une spécification de type logit permet de simplifier l'estimation du modèle et impose, en quelque sorte, un caractère récursif au processus de décision. Dans un premier temps, les femmes qui se trouvent dans l'état R doivent choisir entre deux options : passer à l'état C ou demeurer dans l'état R . Puis, celles qui ont déjà effectué la transition à l'état C doivent choisir entre passer à l'état E ou demeurer dans l'état C . Les probabilités de type logit permettent de mettre en évidence les facteurs expliquant ces transitions.

2. APPLICATION À UN MODÈLE DE LA CONJUGALITÉ ET DE LA FÉCONDITÉ DES FEMMES CANADIENNES

2.1 Structure du modèle

Dans cette section, on applique la méthode d'estimation développée précédemment à un cas particulier du modèle général de la formation, de la rupture des couples et des comportements de fécondité des femmes canadiennes. Ce modèle permet d'étudier uniquement les décisions relatives à la formation des couples et à l'accroissement de la taille des familles (le passage de la parité ($P - 1$) à la parité P , $P = 1, 2, 3$)¹¹. Le diagramme qui suit permet d'illustrer les états et les transitions que comporte le modèle.



Les états du monde sont définis comme suit : l'état C représente les couples qui ont $P - 1$ enfants ou moins et qui sont « à risque » d'en avoir un autre, l'état E (absorbant) est associé aux couples qui ont atteint la parité P alors que l'état R

10. Cette formulation est analogue à celle proposée, dans un contexte différent, par MacRae (1977) et appliquée par Kelton et Smith (1986).

11. La variable P représente l'indice de parité du modèle, à savoir le nombre d'enfants dans la famille à la suite de la transition à l'état E .

(résiduel) inclut le reste de la population, à savoir les femmes célibataires, jamais mariées¹², et les femmes séparées ou divorcées vivant dans des familles monoparentales ne comprenant pas plus de $(P - 1)$ enfants. Les femmes séparées ou divorcées qui ont P enfants ou plus se retrouvent aussi dans l'état E ¹³.

Les seules transitions permises sont p_{RC} et p_{CE} ¹⁴. Quelle que soit la parité associée au modèle, p_{RC} correspond à la probabilité de formation des couples. D'autre part, p_{CE} représente la probabilité d'avoir un enfant de plus au sein de la famille. Comme l'état E est absorbant, les transitions p_{ER} et p_{EC} ne sont pas prises en compte ($p_{ER} = p_{EC} = 0, \forall t, t = 18, \dots, 40$). De plus, pour simplifier l'analyse empirique, on ignore les cas de séparation et de divorce en supposant que $p_{CR} = 0$. Cependant, puisque certaines femmes séparées ou divorcées se trouvent dans l'état R , p_{RC} doit être considérée comme une probabilité de transition nette vers l'état C (formation nette des couples).

On suppose que les probabilités de transition entre les états du modèle dépendent des variables démographiques suivantes : l'âge de la femme (*Âge*)¹⁵, son niveau de scolarité (*Scolarité*)¹⁶, son année de naissance (*Génération*)¹⁷, la province et la taille de l'agglomération dans laquelle elle vit au moment de l'enquête (*Métropole*). Ces probabilités sont aussi influencées par le taux de salaire de la femme (*Salaire(F)*), les gains de travail de l'époux réel ou potentiel (*Gains(H)*) et le taux de chômage (*Taux Chôm.*). L'estimation du modèle requiert que les niveaux de ces dernières variables soient connus pour chacune des femmes appartenant à l'échantillon de l'âge de 18 ans à l'âge où elles sont observées au moment de l'enquête. Ainsi, il faut connaître l'évolution, entre autres, du taux de salaire des femmes âgées de 18 ans en 1955 jusqu'en 1977, année de leur quarantième anniversaire. Comme les données utilisées ne comportent aucune information

12. Comme les données utilisées ne permettent pas de distinguer les mariages légaux des unions consensuelles, le terme "mariage" doit être considéré dans son acception la plus large.

13. Les critères détaillés de répartition des femmes entre les états R , C et E pour chacun des modèles sont présentés en annexe.

14. Dans cette section, on simplifie la représentation des probabilités d'occupation des états ou de transition entre états en ignorant les indices i et t , sauf lorsque leur présence est vraiment nécessaire.

15. L'âge est intégré au modèle à l'aide d'un polynôme de degré quatre. Cela permet de capter la non-linéarité des relations entre cette variable et les différentes probabilités de transition.

16. La scolarité complétée est mesurée à l'aide d'une variable dichotomique. Cette dernière prend la valeur 1 lorsque la personne a fait des études post-secondaires partielles ou obtenu un diplôme d'études post-secondaires ou universitaires. Une définition plus précise du niveau de scolarité atteint ne peut être utilisée puisqu'il s'avère impossible d'identifier les personnes âgées de 18 à 23 ans qui obtiendront un diplôme d'études universitaires, ces dernières n'ayant même pas, dans le cas des plus jeunes, été entreprises au moment de l'enquête. De plus, l'utilisation d'une variable à laquelle seraient associées plusieurs classes risquerait d'introduire un trop grand nombre de paramètres dans le modèle.

17. Cette variable capte les différences de comportement entre les générations. Sa valeur augmente au fur et à mesure que l'année de la naissance recule dans le temps. Ainsi, les femmes appartenant à la génération 16 sont âgées de 21 ans en 1985 ; celles de la génération 31 sont âgées de 36 ans. Cette variable est définie à l'aide de l'expression : $\text{Âge} - \text{année d'observation du revenu} + 1980$.

rétrospective sur les salaires et les revenus de travail, on a dû recourir à des données agrégées pour mesurer l'évolution dans le temps de ces variables¹⁸.

L'estimation du modèle, effectuée pour chacune des parités, consiste à chercher les valeurs des coefficients des variables explicatives qui maximisent la fonction (11). Puisque les probabilités π d'occuper les différents états du modèle à l'âge t ne sont pas observables, on doit les calculer, pour chaque femme, à chaque itération. On les obtient en «suivant» chaque femme dans le temps, de 18 ans à l'âge observé, à l'aide du système d'équations markovien (10) et des valeurs prises par les coefficients à l'itération courante. On pose qu'à l'origine du processus, toutes les femmes doivent nécessairement se trouver dans l'état R (c'est-à-dire $\pi_{Ci,17} = \pi_{Ei,17} = 0$).

2.2 Nature des données

Pour estimer les coefficients du modèle, on utilise un échantillon comprenant quinze fichiers de micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada. Cette enquête est effectuée à chaque année depuis 1984 et l'était à tous les deux ans de 1971 à 1981¹⁹.

Seuls les dossiers des femmes âgées de 18 à 40 ans furent sélectionnés. La limite inférieure de cet intervalle était dictée par la nécessité d'avoir une probabilité théoriquement égale à l'unité que la personne appartienne à l'état R au début du processus, c'est-à-dire qu'elle ne soit pas mariée et qu'elle n'ait pas d'enfant²⁰. La limite supérieure permettait d'éliminer les familles avec enfant(s) ne vivant plus avec leurs parents²¹. Cette dernière limite n'impose pas de distorsions sévères lors de l'estimation puisque le taux de fécondité des femmes de plus de 40 ans est extrêmement faible.

De plus, on a conservé dans l'échantillon les dossiers (1) des femmes seules, célibataires, séparées ou divorcées; (2) des femmes chefs de famille monoparentale, et (3) des femmes mariées, sans enfant ou avec enfant(s) célibataire(s). Cependant, on a éliminé les dossiers des couples présentant les caractéristiques

18. On trouvera en annexe une discussion détaillée de ce problème.

19. Pour des raisons d'ordre technique, les données des enquêtes de 1971 et 1973 n'ont pas été utilisées. L'échantillon ayant servi à l'estimation du modèle inclut des dossiers de familles économiques provenant de toutes les enquêtes disponibles de 1975 à 1993.

20. Tel que mentionné précédemment, la composition de l'état R diffère d'un modèle à l'autre. Celle qui est présentée ici concerne le modèle de la transition à la parité 1. Dans les modèles de la transition aux parités 2 et 3, on trouve dans cet état des femmes vivant dans des familles monoparentales avec 1 ou 2 enfants, selon le cas. Ces femmes ont effectué la transition de l'état C à l'état R (rupture du couple) avant d'avoir un second ou un troisième enfant. L'état R comprend également des femmes célibataires, jamais mariées, et des femmes séparées ou divorcées, sans enfant.

21. Les seuls enfants répertoriés dans l'Enquête sur les finances des consommateurs sont ceux qui sont présents au sein de la famille lors de l'interview. Il n'y a pas de question sur le nombre d'enfants mis au monde par l'épouse. De plus, il n'est pas possible d'identifier les familles «reconstituées».

suivantes : ceux dont l'un ou l'autre des conjoints était incapable de travailler ou bénéficiait d'un revenu de placement négatif ou très élevé (plus de 50 000 \$). À la suite de ces exclusions, un fichier comprenant plus de 180 000 femmes était disponible. Les déterminants des probabilités de transition entre les états R , C et E des modèles associés aux naissances de parité 1, 2 et 3, furent estimés à l'aide de 10 802 observations, tirées au hasard de ce fichier.

2.3 Résultats de l'estimation du modèle markovien

Le tableau 1 présente les résultats de l'estimation des déterminants des probabilités de transition entre les états pour les différents modèles. L'évolution des probabilités prédites de transition et d'appartenance à chacun des états, au cours du cycle de vie, pour une femme dotée de caractéristiques socio-économiques particulières²², apparaît sur les graphiques 1 à 4.

Dans le tableau 1, les coefficients associés à p_{RC} nous renseignent sur les déterminants de la formation des couples, quelle que soit la parité du modèle. À première vue²³, les femmes qui ont complété des études post-secondaires ou universitaires, qui habitent en région métropolitaine ou qui appartiennent aux générations les plus jeunes ont une probabilité plus faible de former une union que celles présentant les caractéristiques contraires. Comme prévu, le niveau du revenu de travail de l'époux affecte positivement cette même probabilité alors que celui du salaire de la femme l'affecte négativement, du moins dans le modèle associé à la parité 1. Finalement, quelle que soit la province de résidence, la propension à former un couple est la même, sauf pour l'Alberta et la Colombie Britannique, où elle est significativement plus faible. Les effets des variables mentionnées précédemment sur la probabilité de transition de R à C sont généralement estimés avec précision.

22. Les courbes des graphiques 1 à 4 correspondent à de vrais profils de cycle de vie parce que les probabilités de transition et d'appartenance aux états sont évaluées en fixant les niveaux des variables autres que l'âge. La personne type pour laquelle ces profils ont été tracés est née en 1953 (*Génération* = 27), a complété des études post-secondaires ou universitaires (*Scolarité* = 1), habite dans une région métropolitaine (*Métropole* = 1), en Ontario. Le taux de chômage a été supposé constant à 8,0 %. Le revenu de travail de l'époux et le taux de salaire de la femme évoluent en fonction de l'âge de cette dernière.

23. Il faut interpréter ces coefficients avec prudence parce que, dans les modèles de type logit multinomial, l'effet d'une variable sur la probabilité (marginale) d'occupation d'un état n'est pas nécessairement de même signe que le coefficient qui lui est associé (cf. Greene, 1993 : 666). Comme les probabilités de transition entre les états dans le modèle markovien ont une structure de type logit, la même remarque s'applique *mutatis mutandis*. Les effets des variations des valeurs prises par les variables explicatives du modèle sur les probabilités d'occuper les états C et E sont évalués plus loin par simulation. Certaines des affirmations contenues dans le présent paragraphe seront nuancées voire rectifiées.

TABLEAU 1

ESTIMATIONS DES COEFFICIENTS DES PROBABILITÉS DE TRANSITION P_{RC} ET P_{CE}
 POUR LES MODÈLES DU PASSAGE À LA PARITÉ P , ($P = 1,2,3$), MODÈLE MARKOVIERN,
 CANADA, 1975-1993

Variables	Parité 1		Parité 2		Parité 3	
	Coeff.	Abs(t)	Coeff.	Abs(t)	Coeff.	Abs(t)
P_{RC}						
Âge	-1 966,5	244 a	-4 721,6	37 a	-5 017,9	672 a
Âge ²	1 161,9	460 a	2 088,0	59 a	1 646,8	136 a
Âge ³	-2 960,0	161 a	-2 831,2	40 a	636,3	171 a
Âge ⁴	268,3	61 a	-80,6	2,55 b	-736,5	68 a
Scolarité	-0,425	14,11 a	-0,271	8,80 a	-0,191	6,23 a
Métropole	-0,509	15,64 a	-0,512	15,27 a	-0,506	15,07 a
Génération	2,021	11,54 a	4,050	9,09 a	4,082	9,32 a
Taux chô.m.	-0,050	0,67	0,056	0,61	0,008	0,09
Salaires(F)	-1,036	4,86 a	-0,103	0,36	0,000	0,00
Gains(H)	0,603	11,45 a	0,726	13,86 a	0,822	15,30 a
Atlantique	0,004	0,06	-0,076	1,10	-0,103	1,51
Québec	0,074	1,32	0,001	0,01	-0,006	0,10
Prairies	-0,032	0,63	-0,027	0,53	-0,040	0,77
Alb.-C.B.	-0,115	2,50 b	-0,110	2,36 b	-0,115	2,48 b
Constante	121,1	95 a	345,3	31 a	408,2	237 a
P_{CE}						
Âge	-3 456,0	700 a	-343,1	2,63 b	5 084,4	63 a
Âge ²	1 796,8	1 017 a	130,7	3,04 a	-2 832,8	1 207 a
Âge ³	-4 058,7	265 a	-133,0	2,28 b	6 995,3	67 a
Âge ⁴	334,9	117 a	-8,484	0,91	-645,2	33 a
Scolarité	-0,321	8,98 a	-0,335	10,12 a	-0,387	7,96 a
Métropole	-0,130	2,99 a	-0,187	5,13 a	-0,360	6,62 a
Génération	0,585	1,22	1,812	3,64 a	1,904	2,55 b
Taux chô.m.	0,261	2,22 b	0,181	1,71 c	0,025	0,17
Salaires(F)	-0,021	0,08	0,117	0,41	-1,542	3,89 a
Gains(H)	-0,228	4,68 a	-0,082	2,04 b	0,056	0,89
Atlantique	0,002	0,02	-0,034	0,43	0,110	0,98
Québec	-0,198	2,64 b	-0,196	3,09 a	-0,230	2,43 b
Prairies	0,182	2,68 b	0,194	3,62 a	0,260	3,47 a
Alb.-C.B.	-0,007	0,13	0,032	0,64	-0,010	0,14
Constante	242,9	270 a	25,5	2,10 b	-344,0	33 a
Log vrais.	-8 575,175		-9 373,896		-8 991,215	

NOTES : 1. Taille de l'échantillon : 10 802 observations.

2. Abs(t) : valeurs absolues des statistiques t asymptotiques.

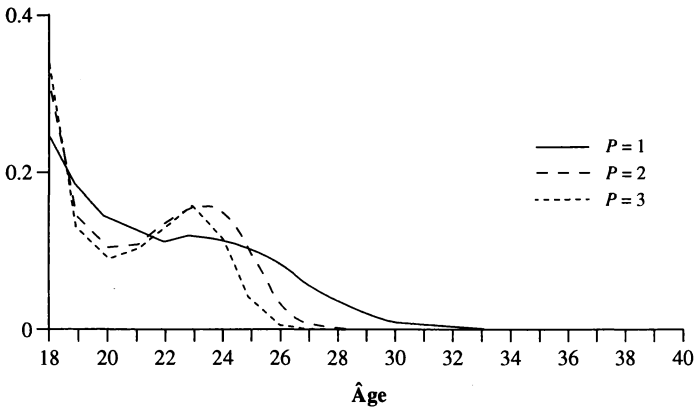
3. Statistiques t : le coefficient est statistiquement significatif (a) au niveau de 1% ($|t| > 2,76$), (b) au niveau de 5% ($|t| > 1,96$) et (c) au niveau de 10% ($|t| > 1,65$).

4. Les dimensions de certaines variables ont été modifiées : âge ($\div 10^2$), âge² ($\div 10^3$), âge³ ($\div 10^5$), âge⁴ ($\div 10^6$), génération ($\div 10^2$), taux de chômage ($\div 10$), salaire de l'épouse ($\div 10$) et gains de l'époux ($\div 10^4$).

L'étude du graphique 1 permet de constater que l'évolution de la probabilité de former un couple, au cours du cycle de vie, présente les caractéristiques suivantes : (1) p_{RC} devient nulle tôt (entre 26 et 32 ans, selon la parité du modèle), (2) il semble exister une relation inverse entre le niveau de p_{RC} et celui de P , et enfin, (3) p_{RC} évolue selon un processus qui ressemble davantage à une « montagne russe » qu'à la courbe plus ou moins gaussienne à laquelle on s'attendrait.

GRAPHIQUE 1

PROBABILITÉS PRÉDITES DE TRANSITION ENTRE LES ÉTATS R ET C



On a vu plus haut que le fait de ne pas tenir compte explicitement de la transition de C à R impliquait que p_{RC} devait être considérée comme une probabilité de transition nette de l'état R vers l'état C . Or, il est vraisemblable que la probabilité de rupture des couples soit plus grande que la probabilité de leur formation dans la seconde moitié du cycle de vie pertinent à cette étude (la trentaine). Comme les valeurs prédites de p_{RC} ne peuvent être négatives, ces dernières s'annulent dès que le nombre de femmes passant de l'état C à l'état R devient supérieur au nombre de femmes effectuant la transition en sens inverse. C'est la raison pour laquelle p_{RC} devient nulle à un âge plus faible que celui auquel on peut s'attendre²⁴ lorsqu'on fait abstraction du phénomène de la rupture des couples. De plus, on constate que c'est dans le modèle associé à la parité 3 que l'état C est occupé par le plus grand nombre de couples. Il s'ensuit que c'est aussi dans ce modèle que le plus grand nombre de couples sont « à risque » de se séparer ou de divorcer. Comme le nombre de femmes effectuant la transition de R à C est le même, quelle que soit la valeur de P , alors que le nombre de femmes passant de C à R croît en fonction de cette même variable, on devrait s'attendre à ce que

24. D'ailleurs, il n'y a aucune raison de penser que la probabilité de former un couple puisse devenir nulle, même à 40 ans.

l'âge auquel p_{RC} devient nulle diminue au fur et à mesure que P augmente et que l'on observe une relation inverse entre les valeurs prédites de p_{RC} et l'indice de parité du modèle.

Les méandres tracés par les courbes des probabilités de transition de R à C peuvent être expliqués par l'hétérogénéité de l'échantillon au début du cycle. L'application du modèle markovien suppose qu'à ce moment-là, la quasi-totalité des femmes se trouvent dans l'état R . En pratique, le nombre de jeunes femmes présentes dans cet état est grandement sous-estimé parce que les données sur les familles économiques de l'Enquête sur les finances des consommateurs ne permettent pas d'identifier les femmes âgées de 18 à 25 ans qui vivent encore avec leurs parents. À l'âge de 18 ans, on n'observe que 50 % des femmes dans l'état R alors que cette proportion devrait être beaucoup plus élevée. C'est pour cette raison que les probabilités de transition vers l'état C sont initialement élevées. Cependant, ces probabilités diminuent rapidement au fur et à mesure que les jeunes femmes quittent leurs familles et, ce faisant, entrent dans l'échantillon. À partir de 21 ans, le processus de transition vers l'état C , selon l'âge, a une forme quasi-gaussienne plus facilement conciliable avec la réalité.

Le tableau 1 nous renseigne également sur les déterminants de la décision d'avoir un enfant supplémentaire, selon le rang occupé par cet enfant dans la famille. Comme on devait s'y attendre, les femmes qui ont complété des études post-secondaires ou universitaires, qui habitent en région métropolitaine ou qui appartiennent aux générations les plus jeunes ont une probabilité plus faible d'avoir un enfant supplémentaire que celles présentant les caractéristiques contraires. Cependant, l'effet de génération n'affecte que les décisions d'avoir un second et un troisième enfant.

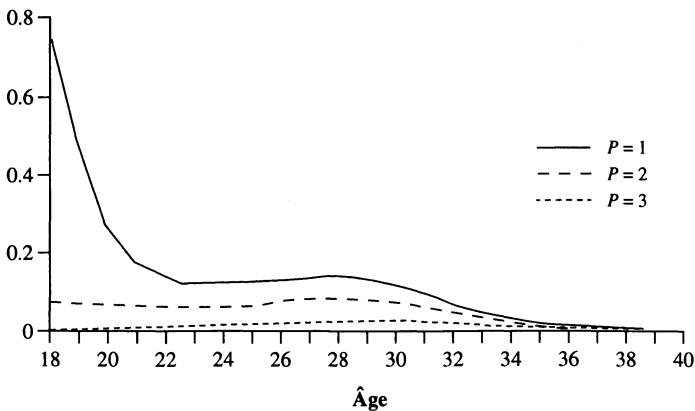
Les niveaux du salaire des femmes et du revenu de travail des époux exercent un effet négatif sur les décisions de fécondité. Le signe du coefficient du salaire des femmes confirme les résultats obtenus dans plusieurs études, mais le coefficient lui-même n'est significatif que dans le modèle de la transition à la parité 3. Dans les autres modèles, cependant, le taux de chômage exerce un effet positif sur p_{CE} . On peut penser que cette variable, qui varie selon les régions, permet de mesurer plus précisément les variations du coût d'opportunité du temps des femmes que ne le fait le salaire. Par contre, l'effet exercé par le revenu de travail des époux est contraire à celui que l'on observe dans la plupart des études²⁵. Finalement, tous les modèles estimés permettent de capter le fait que les couples vivant au Québec ont moins d'enfants que ceux qui habitent dans le reste du pays, exception faite des Prairies, sauf l'Alberta.

25. On verra plus loin que, même si un accroissement du revenu de travail des époux diminue la probabilité que les femmes qui se trouvent dans l'état C effectuent la transition vers l'état E , l'effet global de cette variation de revenu sur la probabilité de se retrouver dans ce dernier état est néanmoins positif, quoique faible.

À l'aide du graphique 2, on peut analyser l'évolution de la probabilité d'avoir un enfant supplémentaire au cours du cycle de vie de la femme. Sauf pour les modèles associés aux enfants de rang 1 et 2, au début du cycle, cette probabilité croît avec l'âge pour ensuite décroître et devenir nulle à 40 ans. Le comportement aberrant des courbes en début de cycle résulte du problème de la sous-représentation des jeunes femmes dans l'état *R* dont il a été question plus haut.

GRAPHIQUE 2

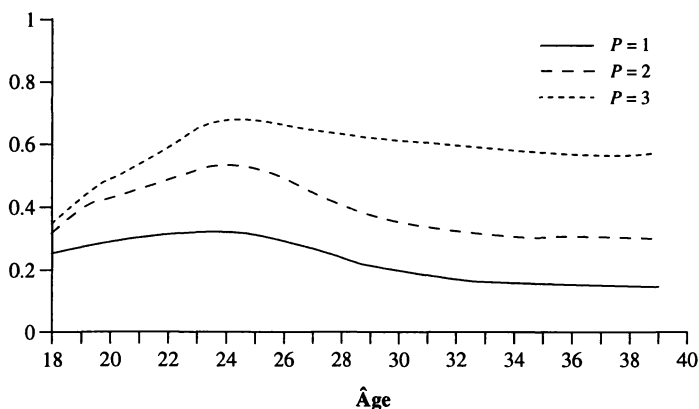
PROBABILITÉS PRÉDITES DE TRANSITION ENTRE LES ÉTATS *C* ET *E*



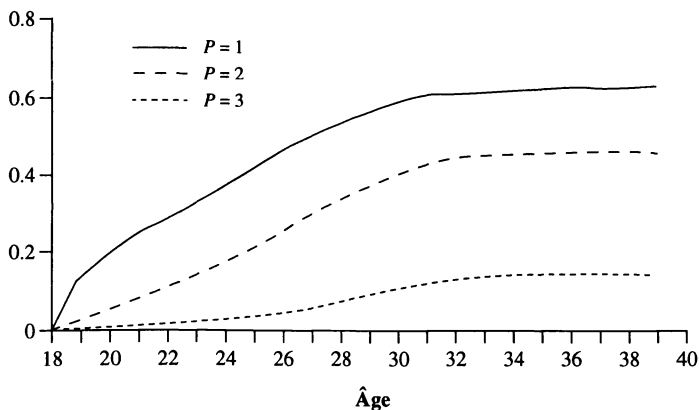
Les transitions entre états ne peuvent être observées avec des données provenant d'une série de coupes transversales. Cependant, ces données nous fournissent une information fiable sur l'état occupé par la personne à un moment dans le temps. En pratique, il peut s'avérer plus utile d'étudier l'évolution dans le temps (suivant l'âge) des probabilités d'occuper les différents états du modèle que l'évolution des probabilités associées aux transitions entre ces états. Comme le remarque Moffitt (1990 : 120), les probabilités d'appartenir aux états du modèle peuvent être estimées avec plus de précision que les probabilités de transition entre les états.

Les graphiques 3 et 4 permettent de représenter l'évolution, selon l'âge de la femme, de la probabilité d'occuper les états *C* et *E*. Dans chacun des modèles, la probabilité qu'une femme se retrouve dans l'état *C* (couple à risque d'avoir un enfant de plus) croît, atteint un sommet, puis décroît à la suite du passage à l'état *E* (avènement de cet enfant) ou à l'état *R* (rupture du couple). Enfin, puisque l'état *E* est absorbant, la probabilité de l'occuper croît de façon monotone dans le temps. Les modèles estimés permettent ainsi d'évaluer la probabilité qu'une femme dotée des caractéristiques socio-économiques mentionnées plus haut ait un, deux, trois enfants ou plus.

GRAPHIQUE 3

PROBABILITÉS PRÉDITES D'OCCUPER L'ÉTAT *C*

GRAPHIQUE 4

PROBABILITÉS PRÉDITES D'OCCUPER L'ÉTAT *E*

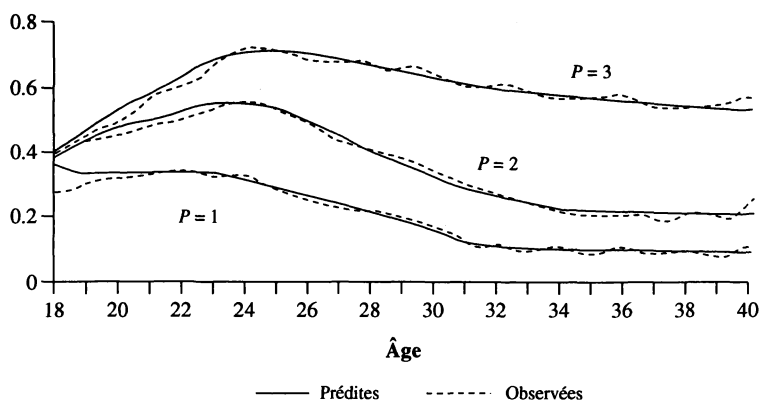
Les graphiques 5 et 6 présentent les probabilités prédites et observées d'occuper les états *C* et *E* du modèle. Ces probabilités sont calculées pour l'ensemble des femmes présentes dans l'échantillon²⁶. On peut constater que les probabilités estimées d'occupation des états suivent assez fidèlement les probabilités observées

26. Contrairement aux courbes apparaissant sur les graphiques 3 et 4, celles des graphiques 5 et 6 ne sont pas de véritables profils de cycle de vie parce que les probabilités d'occupation des états à un âge donné sont calculées à l'aide des caractéristiques observables de l'ensemble des femmes qui ont cet âge.

quelle que soit la parité sauf pour les jeunes femmes âgées de 18 à 21 ans dans le modèle associé à la transition à l'enfant de parité 1 pour une raison identique à celle mentionnée précédemment. Ainsi les modèles estimés sont capables de prédire adéquatement les probabilités d'appartenance des femmes à chacun des états à différents âges et permettent ainsi d'évaluer le moment de l'avènement du premier, du second et du troisième enfant dans les familles canadiennes au cours de la période 1975-1993.

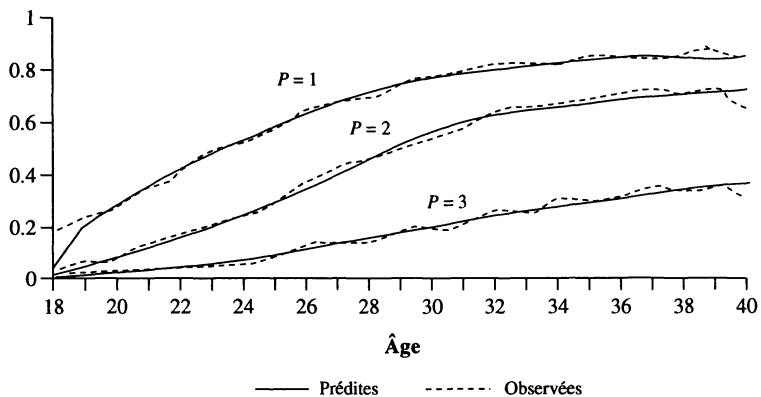
GRAPHIQUE 5

PROBABILITÉS PRÉDITES ET OBSERVÉES D'OCCUPER L'ÉTAT *C*



GRAPHIQUE 6

PROBABILITÉS PRÉDITES ET OBSERVÉES D'OCCUPER L'ÉTAT *E*



2.4 Comparaison des prédictions du modèle markovien à celles d'un modèle logit multinomial

Dans cette section, on cherche à établir si les résultats obtenus par l'estimation du modèle markovien dynamique différent, de façon appréciable, de ceux obtenus à l'aide de méthodes plus simples. Pour ce faire, on a estimé les coefficients d'un modèle logit multinomial qui permet d'évaluer les déterminants des probabilités d'occupation des états C et E plutôt que R . Ce modèle est statique parce que, contrairement au modèle markovien, les probabilités d'occupation des états à un moment dans le temps ne dépendent pas de l'évolution historique du taux de salaire des femmes, du revenu de travail des époux et du taux de chômage de la province de résidence. L'estimation des coefficients du modèle n'utilise que les valeurs contemporaines prises par ces variables.

Le tableau 2 présente les coefficients estimés du modèle logit multinomial lorsque la répartition des observations entre les états est identique à celle du modèle markovien. Bien que les signes des coefficients des principales variables soient semblables à ceux de ce dernier modèle, il faut garder à l'esprit que leur interprétation est différente : dans le modèle markovien, les variables explicatives apparaissent comme les déterminants des probabilités de transition entre les états (p_{RC} et p_{CE}) alors que, dans le modèle logit multinomial, ce sont les déterminants des probabilités d'occupation des états (π_C et π_E). Étant donné cette différence d'interprétation, on ne s'attardera pas à une comparaison des modèles estimés coefficient par coefficient. La comparaison portera sur des considérations relatives à la qualité de l'ajustement et aux effets de la modification des valeurs prises par les variables explicatives sur les probabilités d'occupation des états.

Lorsque les méthodes d'estimation sont comparées sous le rapport de la valeur maximale atteinte par le logarithme de la fonction de vraisemblance, il appert que la méthode markovienne domine la méthode logit pour $P = 2,3$ mais lui est inférieure pour $P = 1$. Ce dernier résultat s'explique par les distorsions des probabilités de transition, particulièrement évidentes sur les graphiques 5 et 6, au début du cycle de vie dans le modèle de la parité 1. On a vu plus haut que ces distorsions sont causées par la sous-estimation de la proportion des femmes se trouvant dans l'état R et la nécessité que les probabilités estimées par la méthode markovienne satisfassent aux contraintes $\pi_{Ri,17} = 1$ et $\pi_{Ci,17} = \pi_{Ei,17} = 0$. On ne tient pas compte de ces contraintes lorsqu'on applique la méthode logit. Enfin, puisqu'on estime un nombre identique de coefficients dans chaque modèle, le classement des méthodes d'estimation demeure le même si on utilise, pour les comparer, les critères d'Akaike ou de Schwarz.

On peut aussi comparer les méthodes d'estimation à l'aide des prédictions engendrées lors d'exercices de simulation. De fait, il s'avère indispensable d'effectuer ces exercices parce que, dans les modèles de type logit, les signes des coefficients estimés ne nous renseignent pas de façon certaine sur le sens des variations des probabilités d'occupation des états consécutives aux changements apportés aux variables qui leur sont associées. Les résultats de ces simulations apparaissent dans les tableaux 3, 4 et 5.

TABLEAU 2

ESTIMATIONS DES COEFFICIENTS DES PROBABILITÉS D'OCCUPATION DES ÉTATS C ET E
(PLUTÔT QUE R) POUR LES MODÈLES DU PASSAGE À LA PARITÉ P , ($P = 1,2,3$),
LOGIT MULTINOMIAL, CANADA, 1975-1993

Variables	Parité 1		Parité 2		Parité 3	
	Coeff.	Abs(t)	Coeff.	Abs(t)	Coeff.	Abs(t)
π_C						
$\hat{A}ge$	635,2	105 a	-36,3	13,33 a	418,8	197 a
$\hat{A}ge^2$	-280,1	293 a	61,1	42,34 a	-184,3	268 a
$\hat{A}ge^3$	517,4	85 a	-242,3	52,77 a	342,9	171 a
$\hat{A}ge^4$	-33,7	26 a	28,6	58,65 a	-23,0	41 a
<i>Scolarité</i>	-0,449	5,90 a	-0,308	5,03 a	-0,324	6,15 a
<i>Métropole</i>	-0,757	9,60 a	-0,795	12,25 a	-0,808	14,39 a
<i>Génération</i>	1,172	1,40	2,822	4,06 a	4,354	7,13 a
<i>Taux chô.m.</i>	-0,305	1,89 c	-0,225	1,69 c	-0,140	1,26
<i>Salaire(F)</i>	-0,438	1,28	0,658	2,02 b	0,002	0,00
<i>Gains(H)</i>	0,565	6,13 a	0,641	7,10 a	0,657	8,54 a
<i>Atlantique</i>	-0,019	0,12	0,002	0,01	-0,113	1,04
<i>Québec</i>	0,449	3,49 a	0,309	2,94 a	0,155	1,70 c
<i>Prairies</i>	-0,276	2,29 b	-0,224	2,27 b	-0,163	1,90 c
<i>Alb.-C.B.</i>	-0,168	1,56	-0,160	1,80 c	-0,147	1,90 c
<i>Constante</i>	-51,0	74 a	-3,528	6,65 a	-34,7	135 a
π_E						
$\hat{A}ge$	882,0	237 a	1 162,6	186 a	1 819,3	1001 a
$\hat{A}ge^2$	-401,1	772 a	-534,3	817 a	-849,6	884 a
$\hat{A}ge^3$	799,4	286 a	1 083,8	215 a	1 761,4	813 a
$\hat{A}ge^4$	-58,8	123 a	-81,9	93 a	-136,6	244 a
<i>Scolarité</i>	-1,166	17,18 a	-0,867	13,82 a	-0,773	11,11 a
<i>Métropole</i>	-1,166	16,56 a	-1,140	17,14 a	-1,241	16,18 a
<i>Génération</i>	4,008	5,40 a	6,628	9,23 a	8,596	10,71 a
<i>Taux chô.m.</i>	-0,107	0,75	-0,045	0,34	-0,100	0,70
<i>Salaire(F)</i>	-1,105	2,95 a	-0,419	0,83	-2,100	3,02 a
<i>Gains(H)</i>	0,829	9,78 a	0,952	9,47 a	0,879	7,31 a
<i>Atlantique</i>	0,055	0,40	0,034	0,25	-0,062	0,44
<i>Québec</i>	0,157	1,34	-0,019	0,17	-0,175	1,44
<i>Prairies</i>	-0,029	0,27	0,052	0,51	0,140	1,26
<i>Alb.-C.B.</i>	-0,227	2,39 b	-0,149	1,63	-0,198	1,90 c
<i>Constante</i>	-70,9	131 a	-95,8	126 a	-147,6	218 a
Log vrais.	-7 517,375		-9 416,672		-9 104,723	

NOTES : 1. Taille de l'échantillon : 10 802 observations.

2. Abs(t) : valeurs absolues des statistiques t asymptotiques.

3. Statistiques t : le coefficient est statistiquement significatif (a) au niveau de 1% ($|t| > 2,76$), (b) au niveau de 5% ($|t| > 1,96$) et (c) au niveau de 10% ($|t| > 1,65$).

4. Les dimensions de certaines variables ont été modifiées : $\hat{a}ge$ ($\div 10^2$), $\hat{a}ge^2$ ($\div 10^3$), $\hat{a}ge^3$ ($\div 10^5$), $\hat{a}ge^4$ ($\div 10^6$), $génération$ ($\div 10^2$), $taux\ de\ chômage$ ($\div 10$), $salaire\ de\ l'épouse$ ($\div 10$) et $gains\ de\ l'époux$ ($\div 10^4$).

TABLEAU 3

RÉSULTATS DES EXERCICES DE SIMULATION (PARITÉ 1)

Variables	Âge	$\Delta\pi_C/\Delta X$		$\Delta\pi_E/\Delta X$	
		Markov	Logit	Markov	Logit
<i>Âge</i>	21	-0,0217	-0,0091	0,0640	0,0417
	28	-0,0234	-0,0179	0,0256	0,0223
	35	-0,0012	-0,0026	0,0011	0,0030
<i>Scolarité</i>	21	0,0255	0,0579	-0,1456	-0,2112
	28	0,0867	0,0903	-0,1545	-0,1538
	35	0,0642	0,0523	-0,1288	-0,0993
<i>Métropole</i>	21	-0,0134	-0,0114	-0,1327	-0,1792
	28	0,0476	0,0410	-0,1340	-0,1112
	35	0,0316	0,0244	-0,1143	-0,0737
<i>Génération</i>	21	0,0023	-0,0063	0,0102	0,0141
	28	-0,0043	-0,0012	0,0078	0,0016
	35	-0,0024	-0,0017	0,0055	0,0027
<i>Taux Chôm.</i>	21	-0,0049	-0,0049	0,0037	0,0022
	28	-0,0044	-0,0024	0,0039	0,0018
	35	-0,0031	-0,0012	0,0026	0,0009
<i>Salaire(F)</i>	21	-0,0036	0,0079	-0,0231	-0,0207
	28	0,0064	0,0074	-0,0189	-0,0114
	35	0,0035	0,0039	-0,0151	-0,0066
<i>Gains(H)</i>	21	0,0059	-0,0011	0,0087	0,0116
	28	0,0005	-0,0026	0,0057	0,0055
	35	0,0010	-0,0014	0,0047	0,0034
<i>Atlantique</i>	21	-0,0002	-0,0131	0,0013	0,0171
	28	-0,0006	-0,0083	0,0011	0,0100
	35	-0,0004	-0,0043	0,0008	0,0055
<i>Québec</i>	21	0,0403	0,0761	-0,0224	-0,0381
	28	0,0349	0,0390	-0,0274	-0,0320
	35	0,0264	0,0201	-0,0195	-0,0160
<i>Prairies</i>	21	-0,0330	-0,0529	0,0249	0,0346
	28	-0,0284	-0,0266	0,0248	0,0242
	35	-0,0192	-0,0132	0,0158	0,0122
<i>Alb.-C.B.</i>	21	-0,0032	-0,0014	-0,0265	-0,0307
	28	0,0080	0,0057	-0,0219	-0,0149
	35	0,0045	0,0032	-0,0176	-0,0093
Probabilités en situation de référence	21	0,3238	0,3209	0,4963	0,4988
	28	0,1338	0,1356	0,8265	0,8249
	35	0,0621	0,0635	0,9021	0,9112

TABLEAU 4
RÉSULTATS DES EXERCICES DE SIMULATION (PARITÉ 2)

Variables	Âge	$\Delta\pi_c/\Delta X$		$\Delta\pi_e/\Delta X$	
		Markov	Logit	Markov	Logit
<i>Âge</i>	21	-0,0034	0,0119	0,0599	0,0464
	28	-0,0432	-0,0344	0,0433	0,0410
	35	-0,0024	-0,0068	0,0024	0,0051
<i>Scolarité</i>	21	-0,0202	-0,0125	-0,0584	-0,0691
	28	0,0905	0,1006	-0,1407	-0,1531
	35	0,0925	0,0809	-0,1427	-0,1309
<i>Métropole</i>	21	-0,0946	-0,1205	-0,0593	-0,0683
	28	0,0291	0,0325	-0,1384	-0,1315
	35	0,0371	0,0347	-0,1465	-0,1189
<i>Génération</i>	21	0,0065	-0,0054	0,0052	0,0098
	28	-0,0053	-0,0010	0,0115	0,0042
	35	-0,0049	-0,0054	0,0110	0,0082
<i>Taux Chôm.</i>	21	-0,0015	-0,0050	0,0030	0,0015
	28	-0,0056	-0,0042	0,0065	0,0034
	35	-0,0050	-0,0027	0,0059	0,0023
<i>Salaire(F)</i>	21	-0,0037	0,0196	0,0009	-0,0114
	28	-0,0038	0,0238	0,0022	-0,0238
	35	-0,0034	0,0160	0,0018	-0,0170
<i>Gains(H)</i>	21	0,0151	0,0062	0,0043	0,0066
	28	0,0034	-0,0048	0,0070	0,0100
	35	0,0028	-0,0037	0,0067	0,0079
<i>Atlantique</i>	21	-0,0107	0,0035	-0,0106	-0,0046
	28	0,0094	0,0072	-0,0217	-0,0085
	35	0,0090	0,0049	-0,0214	-0,0063
<i>Québec</i>	21	0,0262	0,0732	-0,0260	-0,0301
	28	0,0619	0,0770	-0,0618	-0,0699
	35	0,0582	0,0532	-0,0581	-0,0507
<i>Prairies</i>	21	-0,0342	-0,0599	0,0266	0,0378
	28	-0,0604	-0,0585	0,0560	0,0558
	35	-0,0511	-0,0367	0,0468	0,0370
<i>Alb.-C.B.</i>	21	-0,0269	-0,0253	-0,0041	-0,0051
	28	-0,0122	-0,0062	-0,0060	-0,0044
	35	-0,0101	-0,0030	-0,0081	-0,0049
Probabilités en situation de référence	21	0,5939	0,5976	0,1734	0,1571
	28	0,3439	0,3469	0,5886	0,5836
	35	0,1901	0,1794	0,7424	0,7695

TABLEAU 5

RÉSULTATS DES EXERCICES DE SIMULATION (PARITÉ 3)

Variables	Âge	$\Delta\pi_C/\Delta X$		$\Delta\pi_E/\Delta X$	
		Markov	Logit	Markov	Logit
<i>Âge</i>	21	0,0470	0,0350	0,0135	0,0068
	28	-0,0289	-0,0216	0,0288	0,0273
	35	-0,0012	-0,0130	0,0012	0,0091
<i>Scolarité</i>	21	-0,0476	-0,0578	-0,0080	-0,0097
	28	0,0172	0,0288	-0,0590	-0,0705
	35	0,0583	0,0584	-0,1001	-0,1035
<i>Métropole</i>	21	-0,1428	-0,1680	-0,0098	-0,0118
	28	-0,0574	-0,0292	-0,0697	-0,0796
	35	-0,0078	0,0094	-0,1193	-0,1191
<i>Génération</i>	21	0,0092	0,0058	0,0022	0,0028
	28	0,0041	0,0046	0,0037	-0,0012
	35	0,0010	-0,0077	0,0068	0,0125
<i>Taux Chôm.</i>	21	0,0002	-0,0026	0,0001	0,0000
	28	-0,0003	-0,0015	0,0004	0,0004
	35	-0,0006	-0,0015	0,0007	0,0005
<i>Salaires(F)</i>	21	0,0030	0,0033	-0,0030	-0,0044
	28	0,0227	0,0289	-0,0227	-0,0328
	35	0,0375	0,0401	-0,0375	-0,0462
<i>Gains(H)</i>	21	0,0217	0,0112	0,0009	0,0009
	28	0,0107	0,0009	0,0047	0,0050
	35	0,0077	-0,0014	0,0076	0,0070
<i>Atlantique</i>	21	-0,0310	-0,0218	0,0014	0,0005
	28	-0,0338	-0,0152	0,0123	0,0061
	35	-0,0411	-0,0156	0,0195	0,0080
<i>Québec</i>	21	0,0027	0,0321	-0,0044	-0,0059
	28	0,0319	0,0546	-0,0331	-0,0474
	35	0,0541	0,0704	-0,0552	-0,0672
<i>Prairies</i>	21	-0,0171	-0,0362	0,0057	0,0068
	28	-0,0502	-0,0582	0,0422	0,0507
	35	-0,0744	-0,0690	0,0663	0,0662
<i>Alb.-C.B.</i>	21	-0,0318	-0,0268	-0,0013	-0,0020
	28	-0,0169	-0,0032	-0,0074	-0,0113
	35	-0,0120	0,0021	-0,0122	-0,0161
Probabilités en situation de référence	21	0,7200	0,7295	0,0215	0,0236
	28	0,7188	0,6951	0,1771	0,2103
	35	0,5695	0,5645	0,3263	0,3499

Les entrées de ces tableaux – sauf celles qui se trouvent sur les trois dernières lignes – correspondent aux variations des probabilités d'occupation des états *C* et *E* résultant des modifications apportées aux niveaux des variables explicatives relativement à la situation de référence. Ces variations sont mesurées en trois points équidistants du cycle de vie, à 21, 28 et 35 ans. La situation de référence correspond à celle d'une femme, âgée de 25 ans en 1980, ayant complété des études secondaires, vivant en Ontario dans un petit centre urbain ou en région rurale²⁷. Le salaire des femmes et le revenu de travail des époux varient en fonction de l'âge ; le taux de chômage est fixé à 8 %. Les probabilités d'occupation des états, dans la situation de référence, sont placées sur les trois dernières lignes des tableaux. Les exercices de simulation consistent (1) à modifier de 0 à 1 les niveaux des variables dichotomiques ; (2) à faire naître la personne un an plus tôt et (3) à augmenter, en tous points du temps, le taux de chômage à 9 %, le salaire des femmes de 1,00 \$ et le revenu de travail des époux de 1 000 \$ (en termes réels)²⁸.

Il appert que ce sont les changements apportés aux niveaux des variables dichotomiques qui ont le plus d'impact sur les probabilités d'occupation des états²⁹. Les femmes qui ont complété des études post-secondaires ou universitaires plutôt que des études secondaires ou primaires et celles qui habitent en région métropolitaine plutôt qu'en région rurale ou dans de petits centres urbains ont, en général, une probabilité plus faible de former un couple au début du cycle de vie, mais une plus grande probabilité de le faire à la fin. Ces deux caractéristiques ont cependant un impact négatif très fort sur la probabilité d'avoir un enfant de plus, quel que soit le rang de cet enfant. Comme on pouvait s'y attendre, l'appartenance à une génération de femmes plus âgées est associée à un accroissement de la taille des familles mais exerce un effet qui varie selon l'âge et la parité sur la probabilité de formation des couples. Les effets exercés par la province de résidence sont identiques à ceux décrits précédemment, lors de l'analyse du tableau 1.

On analysera maintenant les résultats des simulations impliquant le salaire des femmes et le revenu de travail du conjoint. D'une part, une augmentation de 1,00 \$ du salaire des femmes en tous points du temps diminue de 0,7 % (modèle logit) la probabilité d'avoir un enfant à 35 ans lorsque cet enfant est de rang 1 et de 11,5 % (modèle markovien) et 13,2 % (modèle logit) cette même probabilité lorsque

27. Ainsi, dans la situation de référence, toutes les variables dichotomiques sont fixées à 0.

28. Dans la simulation associée à la variable *Âge*, on accroît d'un an l'âge de la personne en fixant les niveaux de toutes les autres variables sauf le salaire et le revenu de travail de l'époux. On peut ainsi, en quelque sorte, isoler l'effet de l'âge sur les probabilités d'occupation des états.

29. On doit nuancer cette affirmation. Les modifications apportées aux variables continues, lors des exercices de simulation, sont généralement faibles. Dans certains cas, il est permis de croire qu'il serait possible de les faire varier suffisamment pour engendrer des différences de probabilités qui soient du même ordre que celles résultant du changement des niveaux des variables dichotomiques. Dans l'analyse qui suit, on ne portera attention qu'aux effets des variables dont les coefficients sont significativement différents de 0 dans les tableaux 1 et 2.

cet enfant est de rang 3³⁰. D'autre part, une augmentation de 1 000 \$ du revenu de travail du conjoint est toujours associée à une augmentation de la probabilité d'avoir un enfant de plus à 35 ans, quel que soit son rang. Dans le modèle markovien, les probabilités pertinentes s'accroissent de 0,52 % ($P = 1$), 0,90 % ($P = 2$) et 2,33 % ($P = 3$)³¹. On constate que la probabilité d'avoir un enfant supplémentaire dans la famille s'accroît même si les coefficients associés au revenu de travail dans le modèle markovien sont négatifs, du moins pour les enfants de rang 1 et 2. Tel que prédit, le revenu de travail du conjoint exerce un effet positif sur la probabilité de formation des couples.

Lorsqu'on compare les résultats des simulations, on constate qu'ils diffèrent peu d'une méthode d'estimation à l'autre. Lorsque des différences importantes existent, on peut les attribuer au manque de précision de l'estimation de l'un ou l'autre des coefficients. On devrait pourtant s'attendre à ce que les probabilités d'occupation des états soient plus sensibles aux modifications apportées aux variables *Taux Chôm.*, *Salaires(F)* et *Gains(H)* dans le modèle markovien parce que, dans ce modèle, toutes les valeurs prises dans le temps par ces variables sont affectées alors que, dans le modèle logit, seules les valeurs contemporaines le sont. Les simulations réalisées avec le modèle markovien requièrent davantage d'information puisque tout le profil historique de l'évolution des variables est utilisé lors de l'estimation. Or, seul l'impact du taux de chômage sur π_C et π_E dans les modèles associés aux parités 1 et 2 semble se conformer à cette prédiction.

En résumé, selon le critère de la qualité de l'ajustement, le modèle dynamique markovien s'avère supérieur au modèle logit multinomial. Cependant, dans la présente application, les résultats des simulations effectuées avec les deux modèles sont assez semblables. Néanmoins, bien qu'il soit plus facile d'estimer les coefficients du modèle logit que ceux du modèle markovien, ce dernier présente l'avantage de permettre l'estimation des effets de toute modification apportée aux profils temporels des salaires, des revenus de travail et du taux de chômage sur les probabilités d'occupation des états.

CONCLUSION

L'objectif de cette étude était de développer un cadre analytique et empirique, compatible avec les données socio-économiques disponibles – une série

30. Les élasticités correspondantes sont les suivantes : -0,08, -1,24 et -1,43. Elles sont évaluées au taux de salaire de 10,82 \$, la rémunération moyenne d'une femme âgée de 35 ans en 1990. Dans le cas du modèle markovien, ces élasticités sont approximatives puisqu'une augmentation de 1,00 \$ en tous points du temps ne correspond pas à une augmentation de salaire de 9,24 % à chacune des périodes.

31. Les élasticités correspondantes sont les suivantes : 0,19, 0,32 et 0,84. Elles sont évaluées au revenu de travail de 36 007 \$, la rémunération prédite des hommes âgés de 37 ans en 1990. La remarque de la note précédente concernant la précision des élasticités s'applique également.

chronologique de coupes transversales – qui permettrait de modéliser, dans un cadre explicitement dynamique, les comportements de conjugalité et de fécondité. En suivant une approche proposée par Moffitt (1990, 1993), on a construit un modèle dynamique de type markovien avec variables dépendantes discrètes. Ce modèle a permis d'évaluer les déterminants des décisions relatives à la formation des couples et à la fécondité de rang 1, 2 et 3, selon l'âge de la mère, sans qu'il soit nécessaire d'utiliser des données rétrospectives ou longitudinales.

On constate l'impact négatif du niveau de scolarité de la mère et de son lieu de résidence sur le nombre d'enfants dans les familles. Une hausse du coût d'opportunité du temps des femmes, mesuré par leur taux de salaire, est associée à une diminution du nombre des naissances, particulièrement dans le cas des naissances de rang 3. La relation positive existant entre le taux de chômage régional et la probabilité d'avoir un enfant de plus, dans le cas des naissances de rang 1 et 2, peut aussi être interprétée en termes de coût d'opportunité. Tel que prévu, les femmes appartenant aux générations les plus âgées ont, en moyenne, un plus grand nombre d'enfants. Enfin, le revenu de travail des époux exerce une influence positive, quoique faible, sur la taille des familles.

La scolarité, le lieu de résidence et l'année de naissance des femmes affectent à la fois le *timing* et la probabilité de formation des couples. En général, les deux premières variables diminuent cette probabilité au début du cycle de vie pour l'accroître à la fin. L'année de naissance exerce l'effet contraire : les femmes appartenant aux générations les plus âgées ont tendance à former un couple tôt dans le cycle de vie alors que les plus jeunes reportent cette décision. Un accroissement du revenu de travail des époux est associé à une augmentation de la probabilité de formation des couples mais l'effet du salaire de l'épouse sur cette décision est mesuré avec trop peu de précision pour qu'une conclusion ferme puisse être avancée.

Enfin, on a comparé le modèle dynamique markovien à un modèle logit multinomial, beaucoup plus simple à estimer. Le modèle markovien est préféré au modèle logit dans deux cas sur trois, selon le critère de la qualité de l'ajustement. Cependant, les résultats des simulations, effectuées avec ces deux modèles, ne permettent pas de privilégier l'un plutôt que l'autre.

Plusieurs améliorations pourraient être apportées à cette recherche. D'abord, il serait souhaitable d'estimer le même modèle avec un échantillon qui ne présenterait pas le problème de la sous-représentation des jeunes femmes dans l'état *R*; cela permettrait sans doute d'obtenir des probabilités de transition dont l'évolution, selon l'âge, correspondrait davantage aux attentes. Ensuite, la décision de rupture du couple par séparation ou divorce – la transition de l'état *C* à l'état *R* – devrait être intégrée au modèle explicitement. L'intégration de la dimension *marché du travail* ne serait pas sans intérêt; elle serait réalisée par l'introduction des états *travail à temps plein* et *travail à temps partiel*.

L'introduction de paramètres relatifs à la fiscalité et aux programmes de transfert conditionnels au nombre d'enfants dans la famille – y compris les primes à la naissance – permettrait d'évaluer avec plus de précision l'effet des variables financières sur les comportements de fécondité. Enfin, il serait nécessaire de développer des mesures de la qualité de l'ajustement statistique, semblables à celles utilisées par Heckman et Walker (1990a, 1990b) pour évaluer la contribution des variables économiques (le salaire des femmes, le revenu de travail des époux) à l'explication des comportements sociaux.

ANNEXE

1. CARACTÉRISTIQUES DE L'ÉCHANTILLON

L'échantillon ayant servi à l'estimation comprend 10 802 femmes âgées de 18 à 40 ans au cours de la période 1975 à 1993. La plus jeune est née en 1975 et la plus âgée en 1935. Ces femmes se trouvent dans les types de familles économiques suivants : (1) les personnes seules, célibataires, séparées ou divorcées, sans enfant ; (2) les familles époux-épouse avec ou sans enfant(s) célibataire(s); (3) les familles monoparentales. Les femmes vivant dans des familles époux-épouse avec enfant(s) marié(s) et leur famille immédiate sont exclues.

2. DÉFINITIONS DES VARIABLES

P_{AB}	Probabilité de transition de l'état A à l'état B ;
π_A	Probabilité d'observer la personne dans l'état A ;
Âge	Âge de l'épouse ou de la personne seule ;
Scolarité	(= 1) si l'épouse ou la personne seule a fait des études post-secondaires partielles ou obtenu un diplôme d'études post-secondaires ou un diplôme universitaire, (= 0) sinon ;
Métropole	(= 1) si l'épouse ou la personne seule vit dans un grand centre urbain de 100 000 habitants et plus, (= 0) sinon ;
Génération	Âge - année d'observation du revenu + 1980 (ex. : les femmes âgées de 21 ans en 1985 appartiennent à la génération 16);
Taux chôm.	Taux de chômage provincial (moyenne annuelle);
Salaires(F)	Taux de salaire horaire des femmes (en dollars de 1986);
Gains(H)	Rémunération annuelle prédite des hommes (en dollars de 1986);
Atlantique	(=1) si la province de résidence est Terre-Neuve, l'Île-du-Prince-Edouard, la Nouvelle-Écosse ou le Nouveau-Brunswick, (= 0) sinon ;
Québec	(= 1) si la province de résidence est le Québec, (= 0) sinon ;
Prairies	(= 1) si la province de résidence est le Manitoba ou la Saskatchewan, (= 0) sinon ;
Alb.-C.B.	(= 1) si la province de résidence est l'Alberta ou la Colombie Britannique, (= 0) sinon.

3. CRITÈRES DE RÉPARTITION DES FEMMES ENTRE LES ÉTATS *R*, *C* ET *E* POUR LES MODÈLES DE LA TRANSITION À LA PARITÉ *P*, $P = 1, 2, 3$.

Parité 1

- État *R* : Femmes célibataires, séparées ou divorcées, sans enfant ;
- État *C* : Femmes vivant dans une famille époux-épouse, sans enfant ;
- État *E* : Femmes vivant dans une famille époux-épouse ou dans une famille monoparentale comprenant au moins un enfant.

Parité 2

- État *R* : Femmes célibataires, séparées ou divorcées, sans enfant ou vivant dans une famille monoparentale ne comprenant qu'un seul enfant ;
- État *C* : Femmes vivant dans une famille époux-épouse, sans enfant ou avec un seul enfant ;
- État *E* : Femmes vivant dans une famille époux-épouse ou dans une famille monoparentale comprenant au moins deux enfants.

Parité 3

- État *R* : Femmes célibataires, séparées ou divorcées, sans enfant ou vivant dans une famille monoparentale ne comprenant pas plus de deux enfants ;
- État *C* : Femmes vivant dans une famille époux-épouse, sans enfant ou avec un ou deux enfants ;
- État *E* : Femmes vivant dans une famille époux-épouse ou dans une famille monoparentale comprenant trois enfants ou plus.

4. TAUX DE SALAIRE DES FEMMES ET REVENUS DE TRAVAIL DES CONJOINTS

L'estimation du modèle requiert que le taux de salaire des femmes appartenant à l'échantillon, de même que le revenu de travail de leur conjoint, soient connus de l'âge de 18 ans à l'âge où elles sont observées au moment de l'enquête. Cependant, les fichiers de l'Enquête sur les finances des consommateurs ne contiennent aucune information rétrospective ; on n'y trouve que de l'information relative à l'année d'observation ou à l'année qui précède. Pour combler cette lacune, on a construit des séries chronologiques du taux de salaire des femmes et du revenu de travail des hommes pour différentes classes d'âge (15-19, 20-24, 25-34 et 35-44) à l'aide des données agrégées sur les revenus de travail, les semaines annuelles et les heures hebdomadaires de travail de 1954 à 1993. Comme il n'existe aucune série complète pour ces variables au cours de cette période, on a fréquemment procédé par interpolation à partir des données disponibles à différents points dans le temps, particulièrement pour la période couvrant les années cinquante et soixante.

Les taux de salaire des femmes sont obtenus pour chaque âge, de 18 à 40 ans, par interpolation des salaires moyens associés aux classes d'âge mentionnées précédemment.

L'absence d'information relative à l'année du mariage et, plus généralement, de toute information sur les caractéristiques socio-économiques des époux dans les cas de divorce, de séparation et, évidemment, de célibat – certaines femmes ne sont pas encore mariées au moment de l'enquête, d'autres ne le seront jamais – font en sorte qu'une mesure des gains de travail de l'époux potentiel doit remplacer la mesure (non observable) des gains de travail de l'époux réel. Lorsque l'âge de l'époux, passé ou futur, est inconnu, on suppose qu'il correspond à l'âge de l'épouse plus deux années.

Pour obtenir une équation de prédiction des revenus de travail des époux, on a régressé les revenus moyens de chacune des classes d'âge sur des variables d'âge, de génération et des variables dichotomiques d'années de façon à capter les effets de cycle de vie, la croissance tendancielle et les variations annuelles des revenus. Comme les variables dichotomiques d'années ne permettaient pas d'expliquer l'évolution des revenus, on n'a retenu que les variables d'âge et de génération dans la forme finale de l'équation de prédiction. Cette équation est la suivante :

$$\begin{aligned} \ln \text{Gains} = & 1,9128 + 5,3188A - 0,8642A^2 + 0,4961G + 0,0363G^2 \\ & (4,03) \quad (14,7) \quad (13,7) \quad (2,06) \quad (1,03) \\ & - 0,4993A \cdot G - 0,0261A \cdot G^2 + 0,1350A^2 \cdot G - 0,00172A^2 \cdot G^2, \\ & (3,13) \quad (1,33) \quad (5,37) \quad (0,63) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,965 \quad F = 556,0 \quad \text{Nb. Obs.} = 295,$$

où A et G sont respectivement l'âge et l'indicateur de génération correspondant (divisés par 10). Les nombres placés entre parenthèses sont les valeurs absolues des statistiques t associées à chacun des coefficients. Les données proviennent de Statistique Canada (différentes publications).

BIBLIOGRAPHIE

- BROWNING, M., DEATON, A., et M. IRISH (1985), « A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life Cycle », *Econometrica*, 53 : 503-544.
- CARLINER, G., ROBINSON, C., et N. TOMES (1980), « Female Labour Supply and Fertility in Canada », *Canadian Journal of Economics*, 13 : 46-64.
- CIGNO, A. et J. ERMISCH (1989), « A Microeconomic Analysis of the Timing of Births », *European Economic Review*, 33 : 737-760.
- DEATON, A. (1985), « Panel Data from Time Series of Cross Sections », *Journal of Econometrics*, 30 : 109-126.
- ERMISCH, J. (1989), « Purchased Child Care, Optimal Family Size and Mother's Employment: Theory and Econometric Analysis », *Journal of Population Economics*, 2 : 79-102.
- GREENE, W.H. (1993), *Econometric Analysis*, Second Edition, Macmillan, New York.
- HECKMAN, J., et R. ROBB (1985), « Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions : An Overview », *Journal of Econometrics*, 30 : 239-267.
- HECKMAN, J., et J. WALKER (1990a), « The Relationship Between Wages and Income and the Timing and Spacing of Births: Evidence From Swedish Longitudinal Data », *Econometrica*, 58 : 1411-1441.
- HECKMAN, J., et J. WALKER (1990b), « The Third Birth in Sweden », *Journal of Population Economics*, 3 : 235-275.
- HOTZ, J., et R. MILLER (1988), « An Empirical Analysis of Life Cycle Fertility and Female Labor Supply », *Econometrica*, 56 : 91-118.
- KALBFLEISCH, J., et J. LAWLESS (1988), « Likelihood Analysis of Multi-State Models for Disease Incidence and Mortality », *Statistics in Medicine*, 7 : 149-160.
- KELTON, C., et M. SMITH (1986), « Nonlinear Programming Solutions to the Nonstationary Markov Model », *Communications in Statistics, Simulation*, 15 : 1169-1190.
- LEFEBVRE, P., BROUILLETTE, L., et C. FELTEAU (1994a), « Les effets des impôts et des allocations familiales sur les comportements de fécondité et de travail des canadiennes : résultats d'un modèle de choix discrets », *Population*, 49 : 415-456.
- LEFEBVRE, P., BROUILLETTE, L., et C. FELTEAU (1994b), « Comportements de fécondité des québécoises, allocations familiales et impôts : résultats et simulations d'un modèle de choix discrets portant sur les années 1975-1987 », *L'Actualité Économique, Revue d'analyse économique*, 70 : 399-451.
- LEFEBVRE, P., et P. MERRIGAN (1997), « Welfare Benefits and Incomes of Canadian Families: A Dynamic Analysis of Marital-Cohabitation Dissolution », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 97 : 112-134.

- MACRAE, E. (1977), « Estimation of Time-Varying Markov Processes with Aggregate Data », *Econometrica*, 45 : 183-198.
- MERRIGAN, P., et Y. ST-PIERRE (1998), « A Neoclassical and Econometric Analysis of the Timing and Spacing of Births in Canada from 1950 to 1990 », *Journal of Population Economics*, à paraître.
- MCFADDEN, D. (1973), « Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior », in P. ZAREMBKA, éd., *Frontiers in Econometrics*, New York : Academic Press.
- MOFFITT, R. (1984), « Profiles of Labour Supply, Fertility and Wages of Married Women », *Review of Economic Studies*, 51 : 263-278.
- MOFFITT, R. (1990), « The Effects of the U.S. Welfare System on Marital Status », *Journal of Public Economics*, 41 : 101-124.
- MOFFITT, R. (1993), « Identification and Estimation of Dynamic Models with a Time Series of Repeated Cross-Sections », *Journal of Econometrics*, 59 : 99-123.
- RAO, V. (1987), « Childlessness in Ontario and Québec : Results from the 1971 and 1981 Census Data », *Canadian Studies in Population*, 14 : 27-46.
- ROBINSON, C., et N. TOMES (1982), « Family Labour Supply and Fertility : A Two-Regime Model », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 15 : 706-734.
- TOMES, N. (1985), « Childlessness in Canada 1971 : A Further Analysis », *Canadian Journal of Sociology*, 10 : 37-68.
- TUMA, N.B., M.T. HANNAN, et L.P. GROENEVELD (1979), « Dynamic Analysis of Event Histories », *American Journal of Sociology*, 84 : 820-854.
- TUMA, N.B., et P.K. ROBINS (1980), « A Dynamic Model of Employment Behavior : An Application to the Seattle and Denver Income Maintenance Experiments », *Econometrica*, 48 : 1031-1052.
- VAN DER KLAUW, W. (1996), « Female Labour Supply and Marital Status Decisions : A Life-Cycle Model », *Review of Economic Studies*, 63 : 199-235.