RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question

Colloque international de La Rochelle
22 - 26 septembre 1998

ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

AIDELF

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

La table de statut familial : Principes, formulation et application à la population féminine du canada, 1961-1991

Jacques LEDENT
INRS-Urbanisation, Université du Québec, Canada

Jean-François NAUD
Département de démographie, Université de Montréal[1], Canada

Introduction

Pendant très longtemps, la famille n'a guère attiré l'attention des démographes. Non pas qu'ils la trouvaient dénuée d'intérêt mais plutôt qu'ils disposaient de peu d'outils appropriés afin de l'étudier. De fait, la démographie traditionnelle était avant tout axée sur l'individu caractérisé par un nombre limité d'attributs tels le sexe et l'âge. Elle ne se prêtait donc guère à l'étude de la famille dans la mesure où les individus qui la composent ont non seulement leurs attributs propres mais aussi des attributs reflétant les liens qui les unissent les uns aux autres.

Cependant, dans les sociétés occidentales, les modifications de comportement démographique, principalement en matière de nuptialité et de fécondité, qui se sont enchaînées depuis la fin du « baby boom » de l'après-guerre, ont entraîné une transformation substantielle de la structure des familles et ce, essentiellement dans le sens d'une plus grande diversité. Une telle transformation s'est naturellement traduite par des répercussions économiques et sociales importantes de sorte que les démographes mais aussi les chercheurs dans les autres disciplines en sciences sociales ont finalement été amenés à s'intéresser de plus près à la famille.

La recension des écrits sur la famille accumulés au cours des deux ou trois dernières décennies montre qu'ils ont surtout eu recours aux méthodes statistiques multivariées dont l'usage s'est peu à peu généralisé dans la plupart des disciplines, la démographie y compris. Ainsi la production en la matière des chercheurs ayant une formation ou une sensibilité de démographe ne se distingue guère de celle de leurs collègues des autres disciplines. En effet, si la contribution du démographe aux études de population porte généralement une empreinte particulière relevant de l'analyse démographique classique et en particulier de la démographie mathématique, on ne retrouve rien de tel au niveau des études de population consacrées à la famille.

Nul doute que l'inexistence d'une analyse démographique au niveau de la famille s'explique par la difficulté pour le démographe de suivre une famille au cours du temps comme il sait le faire dans le cas d'un individu. En effet, la famille est une entité mouvante. À tout instant, une ou plusieurs personnes peuvent rejoindre ou quitter le noyau de personnes qu'elle contient sur la longue période et, pis encore, ce noyau peut être brisé et céder la place à une ou plusieurs familles nouvelles. De la sorte, toute tentative de dupliquer la démographie mathématique en substituant les familles aux individus (Muhsam, 1985) est vouée à l'échec. Comme l'ont bien noté Keilman et Keyfitz (1988), la seule manière de s'en sortir consiste à travailler avec les individus caractérisés au moyen d'un petit nombre d'attributs pertinents de sorte que la considération de ces attributs autorise le regroupement quasi-automatique des individus en familles. Inévitablement, un tel traitement conduit à accorder aux femmes, ou du moins à certaines d'entre elles, une place de choix du simple fait que les liens entre deux

[1] Maintenant affilié avec Statistique Canada, Ottawa, Ontario.

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

générations successives font plus de sens s'ils associent les enfants à leur mère plutôt qu'à leur père (Brass, 1983).

En d'autres termes, le développement d'une analyse démographique au niveau de la famille passe par la nécessité d'élargir l'analyse démographique classique de manière à suivre l'évolution de la population féminine selon un petit nombre d'attributs reflétant la position des femmes dans la famille (ou statut familial). Mais, la mise en oeuvre d'un tel élargissement constitue une tache complexe à laquelle jusqu'ici se sont attaqués peu de chercheurs, à l'exception de Kuijsten (1986, 1987) et surtout Bongaarts (1981, 1987). Pourtant, la complexité de cette tache ne semble pas être un obstacle insurmontable, surtout pour l'observateur familier avec les méthodes et modèles de la démographie mathématique multidimensionnelle (Ledent et al., 1987 ; Ledent, 1992). Il devrait être possible a) d'étendre à un contexte axé sur la situation dans la famille le processus de l'analyse démographique classique sous-tendant l'évolution d'une population et par suite b) de mettre en oeuvre l'équivalent des modèles de populations stationnaires et stables typiques de cette analyse (Ledent, 1995).

Ailleurs, le premier auteur de cette communication a déjà montré comment l'algorithme de Leslie sur lequel repose le modèle de populations stables peut être étendu à la projection d'une population féminine selon le statut familial (Ledent, à paraître). Dans cette communication, nous allons montrer comment la table de mortalité sur laquelle s'appuie, quant à lui, le modèle de populations stationnaires peut être généralisé en une table, dite table de statut familial, montrant l'évolution au fil du temps de la situation des femmes dans la famille.

Outre cette introduction, ce texte comporte deux parties. La première, de nature méthodologique, est consacrée aux principes et à la formulation de la table de statut familial tandis que la seconde, de nature empirique, s'efforce d'illustrer l'utilité de cet outil au moyen d'une application à la population féminine canadienne appréhendée sur une base annuelle entre 1961 et 1991.

1 - Principes et formulation

Par définition, la table de statut familial est une table démographique ayant pour objet de décrire l'évolution au cours du temps de la position occupée dans la famille par les femmes issues d'une même génération ou cohorte de naissance. Ci-dessous, nous exposons brièvement les principes d'une telle table, dus à Bongaarts (1987), avant de proposer une formulation largement renouvelée de celle-ci s'appuyant sur les techniques de la démographie mathématique multidimensionnelle.

1.1 Principes

A priori, la position dans la famille, ou statut familial, peut être saisie au moyen d'une variable croisant l'état matrimonial par un attribut reflétant la présence ou non d'enfants. Mais, comme la possibilité de déterminer à un instant donné la présence ou non d'enfants requiert en fait de suivre au cours du temps les variations du nombre d'enfants présents, il importe plutôt de croiser l'état matrimonial par le nombre d'enfants présents.

Dans ces conditions, les mouvements mis en jeu dans une table de statut familial sont d'une part les sorties du système, ou décès, survenant dans chaque statut familial et d'autre part les mouvements effectués entre les divers états du système, c'est-à-dire les changements de statut familial. Vu la nature de la variable représentative du statut familial, ces changements correspondent aussi bien à des changement d'état matrimonial qu'à des variations unitaires du nombre d'enfants présents. Ces dernières variations interviennent soit à la hausse, à l'occasion des naissances, soit à la baisse, à l'occasion des départs d'enfants pour cause de décès ou encore pour cause d'établissement hors du foyer maternel.

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

Naturellement, la possibilité d'élargir à la présente situation le processus de l'analyse démographique classique sous-tendant l'évolution d'une population requiert la considération de taux démographiques selon le groupe d'âge appliqués aux femmes qui subissent les mouvements correspondants. Dans le cas des décès, des naissances comme des changements d'état matrimonial, cela ne pose guère de difficulté. Par contre dans le cas des départs d'enfants, cela est plus problématique puisque dans la réalité ces départs dépendent plus de l'âge des enfants que de celui de leur mère. Aussi, comme il n'est pas envisageable de modéliser de façon jointe et simultanée, du moins sur une base continue, les attributs des femmes et ceux de leurs enfants, il s'ensuit que les départs d'enfants doivent être traités différemment des autres mouvements ici concernés.

À ce propos, Bongaarts (1981) a mis en avant un artifice permettant de prendre en compte de façon indirecte les départs d'enfants. Brièvement, cet artifice consiste à déterminer, séparément pour tout âge x inférieur à l'âge maximal susceptible d'être atteint, les nombres de femmes qui survivent dans chaque statut familial. De manière pratique, cet artifice consiste à construire, pour chaque âge x de la table de statut familial (qualifié par nous d'âge horizon), une table liminaire décrivant l'évolution du nombre de survivantes à l'âge y (<x) selon une variable intermédiaire définie par le croisement de l'état matrimonial à l'âge y par le nombre d'enfants présents, non pas à l'âge y mais à l'âge horizon x, de sorte que les nombres recherchés de survivantes s'obtiennent lorsque l'âge y atteint la valeur maximale x.

Maintenant, dans chacune des tables liminaires, vu que la variable représentative du nombre d'enfants présents se rapporte à l'âge horizon plutôt qu'à l'âge courant, les départs d'enfants peuvent être traités sans peine en retirant, au moment même de la naissance, ceux des enfants qui ne sont pas destinés à survivre auprès de leur mère au moment où celle-ci atteindra l'âge horizon x. Ainsi si $\mathbf{p}_{x-y}$ désigne la probabilité pour un enfant né d'une mère d'âge y d'être présent auprès d'elle lorsque celle-ci atteindra l'âge x, alors la naissance de l'enfant en question conduit à un accroissement unitaire du nombre d'enfants présents à l'âge x dans une proportion $\mathbf{p}_{x-y}$ alors qu'il laisse inchangé ce nombre dans une proportion $1 - \mathbf{p}_{x-y}$.

Ainsi, les nombres de survivants aux âges successifs dans les différents statuts familiaux proviennent d'un jeu de tables liminaires établies pour chacun des âges de la table inférieurs à l'âge maximal pouvant être atteint. Dans chacune des tables liminaires, les mouvements tant hors du système qu'entre les statuts familiaux survenant à un âge y interviennent par le biais de taux démographiques qui, en principe, peuvent dépendre des deux attributs constituant le statut familial. Mais, si la dépendance de ces taux vis-à-vis de l'état matrimonial à l'âge y coule de source, leur dépendance vis-à-vis de l'autre attribut, c'est-à-dire, le nombre d'enfants présents à un âge fixe plus ou moins éloigné n'est guère défendable.

Pourtant, il ne fait guère de doute que les taux en question soient fortement influencés par le nombre d'enfants présents au moment où les mouvements correspondants se produisent, c'est-à-dire à l'âge y. Aussi, une façon simple et réaliste d'en tenir compte consiste-t-elle à :

– introduire un autre attribut qui lui est étroitement lié et qui, sur un plan pratique, est relevé au moment de l'observation de certains mouvements démographiques : le nombre d'enfants mis au monde à date, ou parité et à

– rendre les taux démographiques dépendant de cet attribut en lieu et place du nombre d'enfants présents.

Par suite, le statut familial considéré dans chacune des tables liminaires est une variable qui implique le croisement non pas de deux mais de trois attributs : l'état matrimonial et la parité à l'âge courant y ainsi que le nombre d'enfants présents à l'âge horizon x. Cependant, les divers taux démographiques, ne dépendent que des deux premiers.

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

1.2 Formulation

Afin de déterminer les nombres de survivants aux âges successifs dans chacune des tables liminaires, Bongaarts (1981) a mis de l'avant une formulation reposant sur certaines simplifications ayant pour objet de faciliter les dérivations mathématiques impliquées. Cependant, il est possible de reprendre cet algorithme à l'intérieur d'un cadre comptable plus approprié qui rend inutile l'adoption de telles simplifications (Ledent et al., 1987). Brièvement, ce cadre délaisse la notation mathématique usuelle en termes de scalaires au profit d'une notation vectorielle/matricielle qui en bout de ligne aboutit à un algorithme se présentant comme une généralisation multidimensionnelle de l'algorithme sous-tendant la table ordinaire de mortalité (Ledent, 1995).

Rappels

On sait que, dans la table ordinaire de mortalité, survivants et décès sont liés au moyen de

$$\mathbf{l}_y - \mathbf{l}_{y+1} = \mathbf{d}_y = \mathbf{m}_y \, \mathbf{L}_y \qquad (1)$$

où

- $\mathbf{l}_y$ est le nombre de survivants à l'âge y
- $\mathbf{d}_y$ est le nombre de décès entre les âges y et y+1
- $\mathbf{m}_y$ est le taux de mortalité entre les âges y et y+1 et
- $\mathbf{L}_y$ est le nombre d'années vécues les âges y et y+1.

Aussi, si ce dernier nombre est calculé sur une base linéaire

$$\mathbf{L}_y = 0{,}5\,(\mathbf{l}_y + \mathbf{l}_{y+1}) \qquad (2)$$

la suite des survivants selon l'âge s'obtient simplement au moyen de :

$$\mathbf{l}_{y+1} = \mathbf{p}_y \, \mathbf{l}_y \qquad (3)$$

où la probabilité de survie $\mathbf{p}_y$ est donnée par

$$\mathbf{p}_y = (1 - 0{,}5\,\mathbf{m}_y) \,/\, (1 + 0{,}5\,\mathbf{m}_y) \qquad (4)$$

c'est-à-dire le complément à 1 du quotient de mortalité usuel :

$$\mathbf{p}_y = 2\,\mathbf{m}_x \,/\, (2 + \mathbf{m}_x) \qquad (5)$$

À partir de là, le nombre d'années restant à vivre au delà de l'âge x, ou espérance de vie à l'âge x, s'obtient à partir de

$$\mathbf{e}_x = \mathbf{T}_x \,/\, \mathbf{l}_x \qquad (6)$$

où $\mathbf{T}_x$, le nombre d'années vécues au delà de l'âge x, est défini par :

$$Tx = {}_{z \geq x}\Sigma\, \mathbf{L}_z \qquad (7)$$

Survivants à l'âge x

Par analogie avec le nombre $\mathbf{l}_y$ de survivants à l'âge y dans une table de mortalité, désignons par ${}_x\mathbf{l}_y$ (i) le nombre de femmes qui, dans la table liminaire relative à l'âge horizon x, survivent à l'âge y (y ≤ x) dans le statut familial i défini par le croisement de l'état matrimonial m, la parité p et le nombre c d'enfants présents. Puis, rassemblons les valeurs prises par ${}_x\mathbf{l}_y$ (i) pour les diverses valeurs possibles de i en un vecteur-colonne, ${}_x\boldsymbol{l}_y$,[2] dont la

[2] L'utilisation de caractères italiques a précisément pour objet de signaler la présence d'un vecteur plutôt que d'un scalaire.

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

dimension N est égale à M P (P+1)/2 où M est le nombre d'états matrimoniaux et P le nombre de parités distinctes[3]. Alors, l'objet de la table liminaire en question est, partant du vecteur initial ${}_x\boldsymbol{l}_0$ dont toutes les entrées sont nulles sauf celle correspondant à l'unique statut familial possible à la naissance (m = célibataire, p = 0 et c =0), de générer la suite des vecteurs ${}_x\boldsymbol{l}_y$.

Cette suite de vecteurs se génère sans peine sur la base de (voir Ledent 1995)

$$ {}_x\boldsymbol{l}_y - {}_x\boldsymbol{l}_{y+1} = {}_x\mathbf{m}_y\, {}_x\boldsymbol{L}_y \qquad (8)$$

où

– ${}_x\boldsymbol{l}_y$ est un vecteur de dimension N dont l'élément typique est le nombre ${}_x\mathbf{l}_y$ (i) de survivants à l'âge y dans le statut familial i

– ${}_x\mathbf{m}_y$[4] est une matrice de dimension N x N dont les éléments non nuls rassemblent les taux se rapportant aux événements démographiques survenus à l'âge y parmi lesquels, conformément au subterfuge avancé par Bongaarts, les taux de fécondité sont modifiés afin de refléter la survie des enfants auprès de leur mère jusqu'à l'âge horizon x

– ${}_x\boldsymbol{L}_y$ est un vecteur de dimension N dont l'élément typique est le nombre ${}_x\mathbf{L}_y$ (i) d'années vécues dans le statut familial i entre les âges y et y+1.

Notons au passage que l'équation (8) se présente comme une simple généralisation de l'équation (1) de la table de mortalité. C'est une équation vectorielle stipulant de manière compacte l'ensemble des équations scalaires qui au niveau de chaque statut familial expriment la variation du nombre de survivants entre deux âges successifs en fonction des entrées et sorties survenues entre ces deux âges. En effet, comme la différence de deux vecteurs est un vecteur dont l'élément typique est la différence des éléments typiques des deux vecteurs impliqués, le premier membre est un vecteur dont l'élément typique exprime la variation entre les âges y et y+1 du nombre de survivants dans le statut familial concerné. Par ailleurs, comme le produit d'une matrice de dimension N x N par un vecteur de dimension N est un autre vecteur de dimension N dont l'élément typique est une somme de produits de deux éléments appartenant l'un à la matrice et l'autre au vecteur initial, le second membre est un vecteur dont l'élément typique est une somme de produits impliquant un taux démographique et la population soumise au risque correspondante, donc en fait les mouvements associés. Puisque les taux sont affectés de signes contraires selon qu'ils ont trait à des entrées ou à des sorties, cet élément n'exprime rien d'autre que le solde des divers types d'entrées et de sorties pour le statut familial correspondant, lequel bien entendu est égal à la variation du nombre de survivants dans le statut concerné.

De manière spécifique, si le vecteur des années vécues se calcule sur une base linéaire généralisant (2)

$$ {}_x\boldsymbol{L}_y = 0{,}5\,({}_x\boldsymbol{l}_y + {}_x\boldsymbol{l}_{y+1}) \qquad (9)$$

la suite des vecteurs de survivants ${}_x\boldsymbol{l}_y$ s'obtient à partir de

$$ {}_x\boldsymbol{l}_{y+1} = {}_x\mathbf{p}_y\, {}_x\boldsymbol{l}_y \qquad (10)$$

où ${}_x\mathbf{p}_y$ est une matrice de dimension N x N généralisant la probabilité de survie $\mathbf{p}_y$ donnée par (4) :

$$ {}_x\mathbf{p}_y = (1 - 0{,}5\, {}_x\mathbf{m}_y)\,(1 + 0{,}5\, {}_x\mathbf{m}_y)^{-1} \qquad (11)$$

[3] Pour chaque état de parité, le nombre d'enfants présents auprès de leur mère est au plus égal à cette parité de sorte que, s'il y a P états de parités distinctes (0, 1, .., P-1), le croisement de la parité et du nombre d'enfants présents aboutit à un nombre d'états égal à la somme des carrés des P premiers entiers.

[4] L'utilisation de caractères gras a cette fois pour objet de signaler la présence d'une matrice plutôt que d'un scalaire ou d'un vecteur.

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

Naturellement, le vecteur ${}_{x}l_{x}$ correspondant à l'âge terminal x donne les survivantes ayant un état matrimonial m, une parité p mais aussi un nombre d'enfants présents c se rapportant tous à l'âge x et donc n'est autre que le vecteur des survivantes à l'âge x dans la table finale auquel nous attribuons le symbole le symbole $\mathbf{l}_x$

$$\mathbf{l}_x = {}_{x}l_{x} \qquad (12)$$

Espérances de vie à l'âge x (quel que soit le statut occupé)

À partir de là, la table finale se complète sans peine. En accord avec (9), le vecteur $\mathcal{L}_x$ des années vécues entre deux âges successifs peut s'obtenir à partir de :

$$\mathcal{L}_x = 0{,}5\ (\mathbf{l}_x + \mathbf{l}_{x+1}) \qquad (13)$$

tandis que le vecteur $\mathcal{T}_x$ des années vécues au delà de l'âge x découle de :

$$\mathcal{T}_x = {}_{z \geq x}\Sigma\ \mathcal{L}_x \qquad (14)$$

Finalement, le vecteur $\mathbf{e}_x$ des espérances de vie au delà de x s'obtient en divisant chaque entrée du vecteur $\mathcal{T}_x$ par le nombre total de survivants à l'âge x, c'est-à-dire par la somme des entrées du vecteur $\mathbf{l}_x$, laquelle s'écrit $i'\mathrm{l}_x$ (où i' est un vecteur ligne de dimension N ne contenant que des éléments égaux à 1) :

$$\mathbf{e}_x = [i'\mathrm{l}_x]^{-1}\ \mathcal{T}_x \qquad (15)$$

Espérances de vie à l'âge x selon le statut occupé

Les espérances de vie définies par (15) se réfèrent à l'ensemble des femmes survivant à l'âge x quel que soit le statut occupé. Il s'agit donc d'un vecteur d'espérances de vie moyennes dans chaque statut familial faisant abstraction du statut familial occupé à l'âge x. Or, lorsqu'on se trouve dans un statut donné à un âge donné, on a plutôt tendance à y rester de sorte que le nombre d'années restant à vivre varie et se distribue de manière différente suivant le statut familial effectivement occupé à l'âge x. Ceci conduit tout naturellement à envisager un nouveau type d'espérances de vie se rapportant non pas à l'ensemble des femmes mais à celles d'entre elles qui sont présentes dans un statut donné à un âge donné.

Brièvement, le vecteur ${}_{us}\mathbf{e}_x$ des espérances de vie relatives à une femme occupant le statut s à l'âge u ($u \leq x$) s'obtient à partir de

$${}_{us}\mathbf{e}_x = [i'\ {}_{us}\mathbf{l}_x]^{-1}\ {}_{us}\mathcal{T}_x \qquad (16)$$

où ${}_{us}\mathbf{l}_x$ est un vecteur donnant les survivantes dans chaque statut familial à l'âge x parmi les femmes présentes dans le statut s à l'âge u et ${}_{us}\mathcal{T}_x$ un vecteur des années vécues dans chaque statut familial au delà de x par les femmes présentes dans le statut s à l'âge u

$${}_{us}\mathcal{T}_x = {}_{z \geq x}\Sigma\ {}_{us}\mathcal{L}_z \qquad (17)$$

pour lequel ${}_{us}\mathcal{L}_z$ provient de

$${}_{us}\mathcal{L}_z = 0{,}5\ ({}_{us}\mathbf{l}_x + {}_{us}\mathbf{l}_{x+1}) \qquad (18).$$

À noter qu'en pratique la suite des vecteurs ${}_{us}\mathbf{l}_x$ s'obtient en reprenant la méthode utilisée plus haut pour établir la suite des vecteurs $\mathbf{l}_x$ mais en retirant à l'âge u toutes les femmes qui survivent dans un autre état que l'état s.

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

2 - Application au cas de la population féminine canadienne, 1961-1991

Telle que présentée ci-dessus, la table de statut familial permet de déterminer les effectifs de survivants par statut familial à partir d'un jeu de taux démographiques selon l'âge se rapportant aux divers événements conduisant à un changement de statut familial. C'est dire que, comme la table ordinaire de mortalité, cette table est un outil dont l'intérêt se situe surtout en transversal. De même que la table ordinaire de mortalité permet de caractériser à un moment donné l'importance intrinsèque de la mortalité, c'est-à-dire purgée des effets de structure par âge, la table de statut familial permet de jauger à un instant donné l'importance intrinsèque des changements de statut familial. Afin d'illustrer cette affirmation, nous nous proposons ci-dessous de construire la table de statut familial se rapportant à la population féminine du Canada pour chacune des années de la période 1961-1991 de manière à ce que la juxtaposition des 30 tables ainsi construites illustrent les grands changements intervenus sur cette période.

Au préalable, il importe de préciser les trois attributs entrant dans la définition du statut familial. Si la parité et le nombre d'enfants présents, lesquels soit dit en passant sont limités à une valeur de 4,[5] ne pose aucune difficulté, l'état matrimonial est plus problématique. Faut-il limiter l'état matrimonial à sa définition légale ou faut-il le considérer dans sa définition de fait, qui en ce cas inclut les unions libres ? La montée rapide de ces dernières depuis le début des années soixante-dix fait que celles-ci ne peuvent être occultées si l'on veut prétendre contribuer de manière significative aux études sur la famille et sans doute faut-il envisager une nomenclature des états matrimoniaux recouvrant à la fois les deux définitions. Cependant, comme il existe peu de données temporelles sur la formation et la rupture des unions libres, nous prenons ici le parti délibéré de nous rabattre sur l'état matrimonial dans sa définition légale et donc de ne considérer que quatre états possibles : célibataire, mariée, veuve et divorcée. Dans ces conditions, il ne peut être question de contribuer de façon substantielle à la compréhension des transformations familiales qui au Canada se sont succédées depuis la fin du baby-boom. D'ambition plus modeste, notre objectif se borne ici à faire passer l'idée que la table de statut familial est un outil méthodologique présentant un potentiel intéressant pour la réalisation d'études fouillées sur la famille ; un potentiel qu'il importera à l'avenir d'établir de manière indiscutable au moyen de données plus appropriées mettant en jeu les unions libres à côté des mariages.

2.1 Considérations relatives aux intrants

Pour chacune des 30 années considérées, la construction de la table de statut familial repose sur l'application de la formule (11) relative aux probabilités de transition entre les divers états de statut familial à un jeu approprié de matrices ${}_{x}\mathbf{m}_{y}$ de taux démographiques se rapportant aux événements responsables des changements d'état familial. De façon spécifique, chaque matrice ${}_{x}\mathbf{m}_{y}$ (où x et y sont appréhendés à un an d'écart) se forme à partir d'un ensemble de taux démographiques se rapportant à l'âge y

- taux de passage d'un état matrimonial vers un autre selon la parité
- taux de mortalité selon l'état matrimonial et la parité ainsi que
- taux de fécondité selon l'état matrimonial et la parité

où ces derniers sont affectés de probabilités de survie auprès de la mère à l'âge horizon x de la table liminaire pour laquelle la matrice ${}_{x}\mathbf{m}_{y}$ est pertinente.

[5] Une femme qui a déjà mis au monde 4 enfants peut en avoir un ou plusieurs autres mais à toutes fins pratiques elle reste bloquée à la catégorie 4 qui est en fait une catégorie 4+ (P =5).

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

En premier lieu, les données relatives à la plupart des événements figurant au numérateur des formules sous-tendant la mesure de ces taux sont connues à partir de l'état-civil. Cependant, si les naissances sont bien observables selon l'état matrimonial tout comme selon la parité, les décès et les changements d'état matrimonial ne le sont pas selon la parité! Ce qui nous a aussitôt amenés à supposer que les taux démographiques correspondants étaient indépendants de la parité. Dans le cas des décès, une telle supposition est probablement sans conséquence puisque la propension à décéder n'est sans doute pas influencée par la parité ; par contre, dans le cas des changements d'état matrimonial, elle semble moins défendable. Malgré tout, compte tenu de l'objectif d'illustration avant tout poursuivi dans le cadre de la présente analyse, nous nous en contentons. À l'avenir, nous verrons cependant à la lever au moyen d'une modulation établie sur la base d'une information additionnelle appropriée.

En second lieu, pour ce qui est des effectifs soumis au risque figurant au dénominateur des mesures de taux pertinentes, l'information disponible est beaucoup moins riche. Au Canada, aucune estimation de la population selon l'état matrimonial et la parité n'est publiée sur une base annuelle ; ni même sur une base quinquennale alors qu'en théorie l'information recueillie lors des recensements quinquennaux de la population pourrait le permettre, vu que l'état matrimonial comme la parité sont des attributs qui y sont ordinairement relevés. Pour pallier à un tel manque d'information, on pourrait penser recourir à une compilation spéciale des recensements tenus chaque cinq ans depuis 1961, à l'exception de 1966. Mais étant donné le coût prohibitif requis par Statistique Canada pour effectuer les compilations pour 1961, 1976, 1981, 1986 et 1991 destinées à s'ajouter à celle pour 1971 obtenue lors d'un travail antérieur, nous avons alors pensé obtenir les estimations de population requises au moyen d'un traitement approprié des fichiers de micro-données (bandes-échantillons à grande diffusion) préparés par Statistique Canada après chaque recensement. Seulement, ces fichiers de micro-données ne sont disponibles que pour les recensements les plus récents et encore, hormis celui se rapportant au recensement de 1991, ils ne permettent pas vraiment de tirer les effectifs de population recherchés parce qu'en fait, de 1976 à 1986, la seule variable de statut matrimonial fournie au niveau de ces fichiers se rapporte non à l'état matrimonial de droit mais à l'état matrimonial de fait.

En fin de compte, ne disposant que des effectifs nécessaires de population selon l'état matrimonial et la parité que pour les seules années 1971 et 1991, nous avons été amenés à :

– estimer les effectifs correspondants pour l'année 1961 à l'aide d'une méthodologie ad hoc s'appuyant sur les estimations de population publiées par Statistique Canada d'une part selon l'état matrimonial et d'autre part selon la parité puis à

– reconstituer l'évolution de la population selon l'état matrimonial et la parité sur la période d'observation au moyen d'une double reconstruction effectuée sur les sous-périodes, 1961-1971 et 1971-1991, pour lesquels les effectifs initiaux et finals sont connus.

Pour chaque sous-période, la reconstruction effectuée fait appel à une technique perfectionnant celle initialement utilisée par Juby (1993). Dans une première étape où provisoirement seul l'état matrimonial est considéré, nous partons des effectifs de la population au 1er juin 1961 (ou 1971) désagrégés selon l'état matrimonial et, année après année, y ajoutons le solde des mouvements s'y appliquant (changements d'état matrimonial et décès mais aussi émigrations et immigrations selon l'état matrimonial). Comme les données sur les mouvements sont en fait observées sur des années de type calendaire (1er janvier - 31 décembre) pour des groupes d'âge d'une année où l'âge est celui de l'individu au moment où il subit les événements en question, elles sont au préalable transformées de façon à ce qu'elles s'appliquent à des cohortes (ou générations annuelles) de femmes sur des années de type censitaire (1er juin - 31 mai). Ceci permet, pour chaque génération de femmes, de générer les effectifs de survivantes selon l'état matrimonial sur une base annuelle de 1962 à 1971 (ou de 1972 à 1991) et puis, par simple application de la méthode linéaire habituelle, les nombre d'années vécues sur chaque année de type censitaire qui entrent au dénominateur des taux

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

démographiques supposés par nous indépendants de la parité (taux de mortalité et taux de changement de statut familial).

Puis, dans une deuxième étape, il importe de réintégrer la parité de manière à préciser les quantités précédentes au moyen d'un croisement additionnel selon cette dernière variable. Pour ce faire, partant des effectifs de population de 1961 (ou 1971) désagrégés selon l'état matrimonial ET la parité, il faut, année après année, y ajouter le solde des mouvements s'y appliquant. Mais, comme seuls les naissances et mouvements externes (émigrations et immigrations) sont connus selon la parité et l'état matrimonial, ceci requiert de désagréger selon la parité les nombres observés de changements d'état matrimonial et de décès selon l'état matrimonial. Fort heureusement, il est relativement aisé de réaliser une telle désagrégation en ayant recours à un algorithme dont la formulation est une version simplifiée de l'équation (8). Pour voir ceci, remarquons tout d'abord que si λx désigne le vecteur (de dimension NP) des survivants de la table à l'âge x selon l'état matrimonial et la parité seulement, (8) devient

$$\lambda_x - \lambda_{x+1} = \mu_x \Lambda_x - i_x \qquad (19)$$

où

– μ_x est une matrice de dimension NP x NP dont les éléments non nuls rassemblent les taux se rapportant aux décès , aux changements d'état matrimonial et aux naissances survenus entre x et x+1

– i_x un vecteur de dimension NP dont l'élément typique est le nombre net d'immigrantes selon l'état matrimonial et la parité entre x et x+1 et

– Λ_x un vecteur de dimension NP dont l'élément typique est le nombre d'années vécues dans un statut donné entre les âges x et x+1.

Puis, comme les naissances sont observées selon l'état matrimonial et la parité, sortons les taux de fécondité de la matrice μ_x de sorte que

$$\lambda_x - \lambda_{x+1} = \mu'_x \Lambda_x - i_x - \Delta \mathbf{b}_x \qquad (20)$$

où

– μ'_x est une matrice de dimension NP x NP ne rassemblant plus que les taux se rapportant aux décès et aux changements matrimoniaux (supposés indépendants de la parité) et

– $\Delta \mathbf{b}_x$ est un vecteur de dimension NP représentant le nombre net d'entrées dans chaque état ici considéré se présentant sous forme de naissances.[6]

En supposant à nouveau une méthode linéaire de calcul pour Λ_x, on en déduit sans peine λ_{x+1} en fonction de λ_x ; ce qui permet de générer la série annuelle des survivantes de chaque cohorte selon l'état matrimonial et la parité et par suite la série annuelle des Λ_x, c'est-à-dire, la série des éléments apparaissant dans les formules sous-tendant la mesure des taux de fécondité selon l'état matrimonial et la parité.

Nous disposons de toutes les données nécessaires pour calculer les tables annuelles de statut familial sur l'ensemble de la période 1961-1991 sauf celles concernant le départ des enfants. Sans entrer dans les détails, nous avons interpolé entre les recensements quinquennaux successifs pour déterminer sur une base annuelle la distribution par groupes d'âge d'un an des

[6] Pour l'état défini par le croisement de la parité p par un état matrimonial donné, il s'agit du nombre de naissances de parité p moins le nombre de naissances de parité p+1 survenant dans l'état matrimonial en question.

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

enfants âgés de moins de 18 ans qui vivent auprès de leur mère[7]. Chacune de ces fractions a ensuite été appliquée à la proportion de survie entre la naissance et l'année concernée (sur la base des taux de mortalité effectivement observés) de manière à déterminer la proportion correspondante de survie auprès de la mère. Cependant, les proportions de survie auprès de la mère ainsi calculées, lesquelles permettent si on le désire de poursuivre la reconstruction au niveau du nombre d'enfants présents, sont des quantités qui ne se rapportent pas à une année unique mais à un intervalle variable qui dans chaque cohorte s'étend de la naissance à l'année considérée. Or, comme la table de statut familial se doit de refléter les caractéristiques du changement familial pour une année donnée, nous rapprochons ensuite les proportions relatives à deux années consécutives pour en déduire les taux de départ selon l'âge relatifs à chacune des 30 années avant de transformer chaque jeu annuel de taux en probabilités de survie de la naissance à tout âge inférieur à 18 ans.

2.2 Un aperçu de quelques résultats

Pour terminer, nous présentons ci-dessous quelques résultats tirés de l'application juste mentionnée de manière à caractériser brièvement l'impact des changements démographiques observés entre 1961 et 1991 sur la position des femmes canadiennes dans la famille d'appartenance.

Ainsi, la figure 1 axée sur les variations d'effectifs de survivantes selon l'âge offre un contraste saisissant entre les situations correspondant aux deux extrémités de la période d'observation. La partie supérieure relative à l'état matrimonial révèle l'importance accrue, entre ces deux extrémités, des années vécues dans l'état célibataire ainsi que dans l'état divorcé au détriment de celles vécues dans l'état marié. Quant à la partie inférieure relative au nombre d'enfants présents, elle indique une réduction importante de la présence d'enfants principalement au niveau de 3 enfants et plus.

Le passage d'une extrémité à l'autre de la période d'observation se fait de manière plus ou moins régulière. En fait, comme le suggère la partie I du tableau 1 présentant les espérances de vie à la naissance selon l'état matrimonial d'une part et le nombre d'enfants présents d'autre part, il est possible de distinguer trois phases qui grosso modo se confondent avec les trois décennies de la période. Alors que la première phase (1961-1971) se caractérise par une modification sensible des années vécues selon la parité suite à l'effondrement de la fécondité qui a suivi le baby-boom ; la seconde (1971-1981) se traduit par un changement substantiel des années vécues dans les différents états matrimoniaux suite à la chute de la nuptialité et à la montée en parallèle du divorce constatée au cours des années soixante-dix. Enfin, la troisième phase (1981-1991) se solde par une permanence plus ou moins forte des années vécues tant par état matrimonial que par nombre d'enfants présents en raison de la stabilité relative au cours de cette phase des comportements en matière de changement matrimonial comme de fécondité.

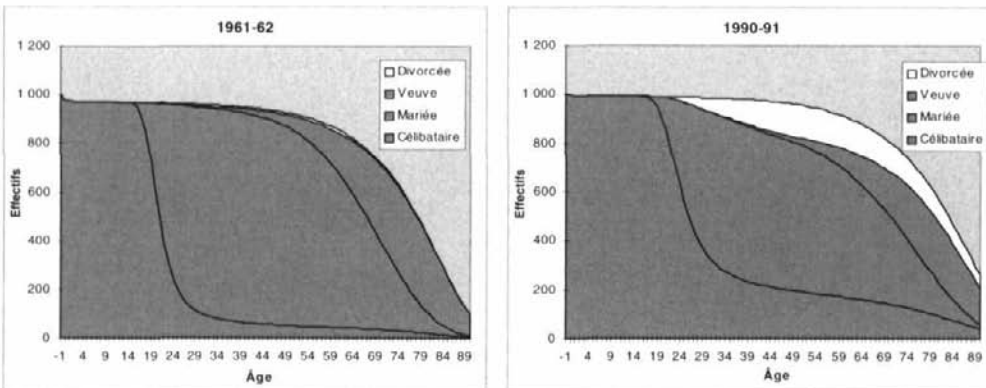
La figure 2 est également axée sur les espérances de vie à la naissance ; toutefois elle porte sur les valeurs obtenues en relation aux deux caractéristiques pertinentes (état matrimonial et présence ou non d'enfants) considérées simultanément plutôt que séparément. Son observation suggère qu'au contraire de ce qui se passait au début des années soixante, la présence d'un ou plusieurs enfants est aujourd'hui moins répandue, chez les femmes mariées, que l'absence totale d'enfants. Dans le même temps, le nombre d'années avec présence d'enfants a augmenté de manière substantielle chez les femmes célibataires.

---

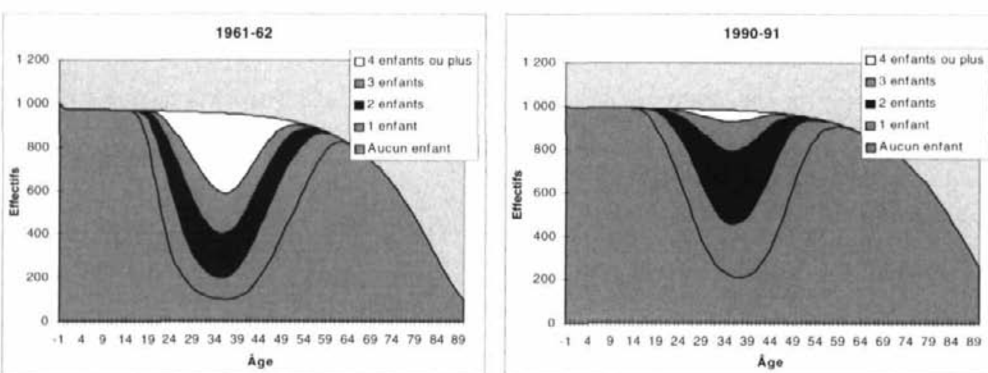
[7] En d'autres termes, tout enfant atteignant l'âge de 18 ans est supposé quitter le foyer familial s'il ne l'a pas déjà fait.

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

FIGURE 1 : EFFECTIFS DES SURVIVANTS (POUR 1000 FEMMES À LA NAISSANCE) SELON L'ÂGE PAR (1) ÉTAT MATRIMONIAL OU (2) NOMBRE D'ENFANTS PRÉSENTS, 1961-62 ET 1990-91



(1) par état matrimonial



(2) par nombre d'enfants présents

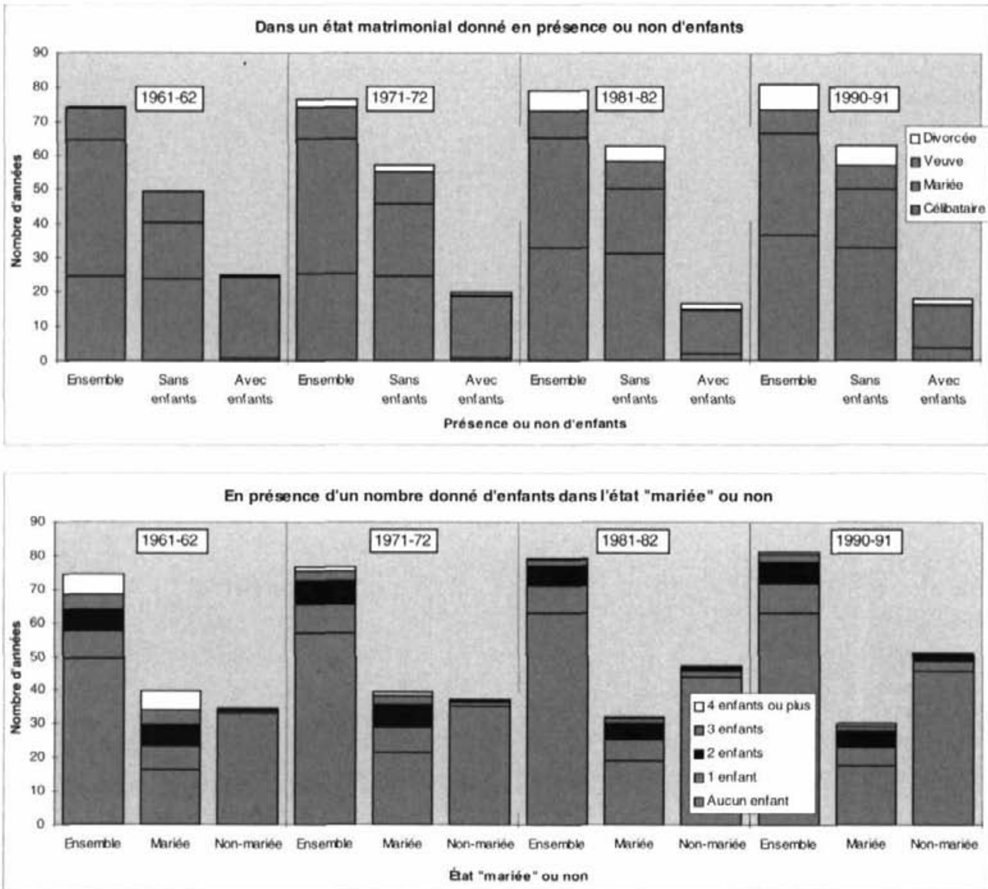
AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

TABLEAU 1 : ESPÉRANCES DE VIE SELON L'ÉTAT MATRIMONIAL ET LE NOMBRE D'ENFANTS PRÉSENTS : 1) À LA NAISSANCE ET 2) POUR UNE FEMME MARIÉ DE 20 ANS AVEC UN ENFANT PRÉSENT : ANNÉES SÉLECTIONNÉES

	Année						
	1961-62	1966-67	1971-72	1976-77	1981-82	1986-87	1990-91
			I - À la naissance				
Total	74,35	75,28	76,62	77,89	79,10	80,16	80,90
Par état matrimonial							
Célibataire	24,50	24,41	25,12	28,84	33,01	36,56	36,47
Mariée	39,75	40,14	39,47	35,44	31,98	28,92	29,95
Veuve	9,64	10,04	9,81	9,29	8,26	7,20	7,21
Divorcée	0,46	0,69	2,22	4,32	5,85	7,48	7,27
Selon le nombre d'enfants présents							
Aucun	49,55	52,07	56,95	60,72	62,67	63,94	62,94
Au moins un	24,80	23,21	19,67	17,17	16,43	16,22	17,96
1 enfant	7,95	9,36	8,63	8,36	8,50	8,50	8,77
2 enfants	6,54	7,33	7,05	6,37	5,87	5,65	6,40
3 enfants	4,42	3,95	2,83	1,94	1,65	1,62	2,08
4 enfants & +	5,89	2,57	1,16	0,50	0,41	0,45	0,71
II - Pour une femme mariée de 20 ans (en années révolues) avec un seul enfant présent							
Total	56,45	57,15	58,08	59,10	60,13	61,24	62,06
Par état matrimonial							
Mariée	45,38	45,46	44,93	43,28	42,37	41,40	42,55
Veuve	10,56	10,91	10,66	10,55	9,92	9,04	9,00
Divorcée	0,51	0,78	2,49	5,27	7,84	10,80	10,51
Selon le nombre d'enfants							
Aucun	24,78	27,67	30,46	32,31	33,26	33,82	34,31
Au moins un	31,67	29,48	27,62	26,79	26,77	27,42	27,75
1 enfant	8,49	9,77	9,89	10,22	10,22	9,68	9,37
2 enfants	7,89	9,41	10,42	10,90	10,97	11,18	10,97
3 enfants	6,21	6,02	5,12	4,42	4,41	4,93	5,34
4 enfants & +	9,08	4,28	2,19	1,25	1,27	1,63	2,07

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

FIGURE 2 : ESPÉRANCE DE VIE À LA NAISSANCE SELONLE STATUT FAMILIAL
ANNÉES SÉLECTIONNÉES

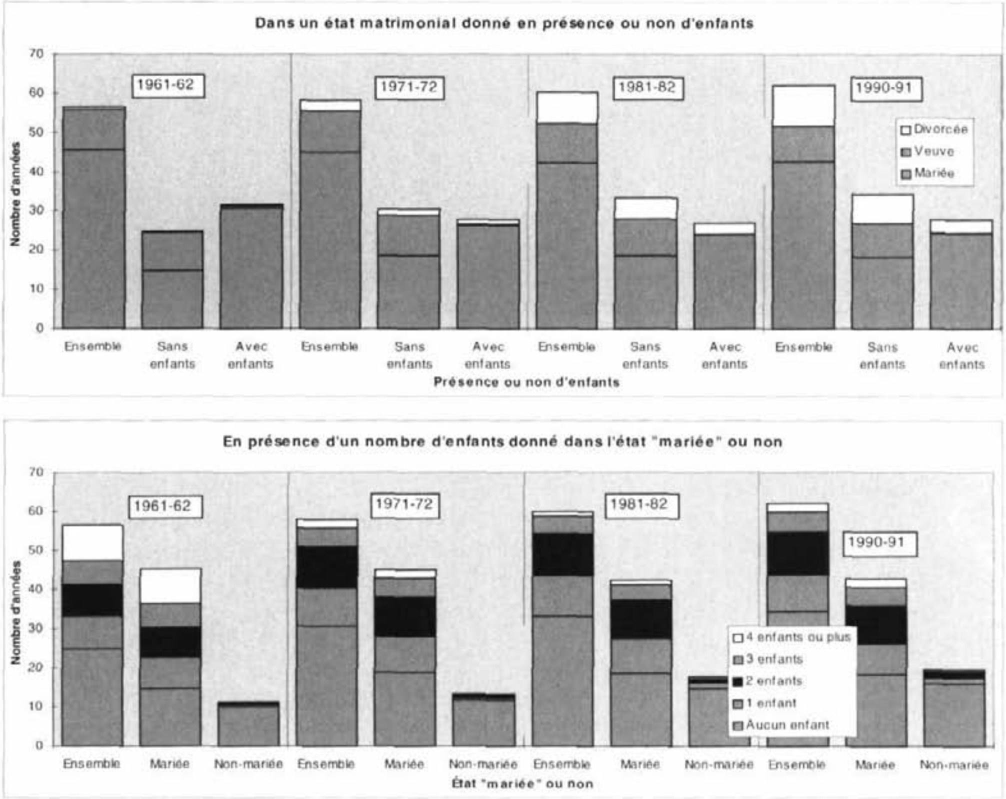


Finalement, la partie II du tableau 1 ainsi que la figure 3 se rapportent à la durée de vie restante chez une femme ayant un statut donné à un âge donné, en l'occurrence une femme mariée de 20 ans (en années révolues) avec un seul enfant présent. Il y appert que l'espérance totale de vie restante pour une femme ayant ces caractéristiques a crû de manière substantielle - de 5 années et demie - de 1961 à 1991 sous l'effet de la diminution de la mortalité (des femmes). Néanmoins, malgré la baisse du veuvage (c'est-à-dire de la mortalité des hommes), le nombre spécifique d'années à vivre dans l'état marié a diminué, non seulement de manière relative (de 80,4% à 68,6%) mais aussi de manière absolue (de 45,4 à 42,6 années). Évidemment, la cause est la montée du divorce qui fait en sorte que le nombre d'années restants à vivre comme divorcée est passé de moins d'un an en 1966 à près de 11 ans en 1986. Par ailleurs, le nombre d'années restant à vivre en présence d'enfants qui avait légèrement diminué au cours des années soixante en raison de la diminution substantielle à l'époque de la fécondité s'est stabilisé par la suite. Néanmoins, le nombre d'années passées en absence d'enfant n'a pas cessé d'augmenter car, une fois la fécondité stabilisée, la baisse continue de la mortalité s'est

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

traduite par une augmentation continue des années vécues aux âges les plus élevés alors que le dernier enfant a normalement quitté le foyer maternel depuis longtemps.

FIGURE 3 : ESPÉRANCE DE VIE SELON LE STATUT FAMILIAL POUR UNE FEMME MARIÉE DE 20 ANS (EN ANNÉES RÉVOLUES) AVEC UN ENFANT PRÉSENT
ANNÉES SÉLECTIONNÉES



Conclusions

Dans cette communication, nous avons introduit une présentation renouvelée de la table de statut familial en faisant appel aux techniques de la démographie mathématique multidimensionnelle. Celle-ci se traduit par une nouvelle formulation à la fois plus satisfaisante - parce qu'elle a recours à des hypothèses moins limitatives que celles retenues par Bongaarts - et plus esthétique - puisqu'au lieu s'appuyer sur un jeu de formules scalaires disparates, elle se présente comme une simple généralisation vectorielle/matricielle de la table classique de mortalité.

De plus, grâce à une illustration effectuée en référence à des données canadiennes, nous avons montré que la table de statut familial s'avère être un outil prometteur pour l'analyse transversale de la famille. Même si la non-considération des unions libres limite sérieusement la portée pratique des résultats générés, l'examen rapide que nous avons fait de ceux-ci nous renvoie un message clair. La comparaison des tables de statut familial d'une année sur l'autre permet de voir comment, au delà de l'effet d'interférence de la structure par âge de la

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.

population, les modifications de comportement au niveau des changements d'état matrimonial et de la fécondité rejaillissent sur le changement familial.

Remerciements

Ce texte est basé sur un travail effectué dans le cadre du projet de recherche 97-ER-0726 financé par le Fonds pour la formation de chercheurs et l'aide à la recherche (FCAR) au titre du programme Soutien aux équipes de recherche pour l'exercice 1996-1997.

BIBLIOGRAPHIE

J. BONGAARTS, 1981. « Simulation of the family life cycle », pp. 399-414 in : Congrès international de la population – Manila 1981, Liège, Belgique, Union Internationale pour l'Étude Scientifique de la Population.

J. BONGAARTS, 1987. « The projection of family composition over the life course with family status life tables », pp. 189-212 in Family Demography : Methods and their Application (J. Bongaarts, T. K. Burch et K. W. Wachter, eds.), Oxford, Angleterre, Clarendon Press.

W. BRASS, 1983. « The formal demography of the family : An overview of the proximate determinants », pp. 37-49 in : The Family (British Society for Population Studies), Office of Population Censuses and Surveys, Londres, Angleterre (Occasional paper No. 31)

H. JUBY, 1993. De la reconstitution à la projection des ménages. Une application au Canada. Thèse de doctorat en démographie, Université de Montréal, Montréal, Québec.

N. KEILMAN et N. KEYFITZ, 1987. « Recurrent issues in dynamic household modelling », pp. 254-285 in : Modelling Household Formation and Dissolution (N. Keilman, A. Kuijsten, and A. Vosen, eds.), Oxford, Angleterre, Clarendon Press.

A. KUIJSTEN, 1986. Advances in Family Demography, Volume 14, NIDI (Netherlands Interuniversity Demographic Institute, Voorburg) and CBGS (Centrum voor Bevolkingsen Gezinstudien, Brussels, Belgium).

A. KUIJSTEN, 1987. « Application of household models in studying the family life cycle, » pp. 179-194 in : Modelling Household Formation and Dissolution (N. Keilman, A. Kuijsten, and A. Vosen, eds.), Oxford, Angleterre, Clarendon Press.

J. LEDENT, 1992. Vers des perspectives de familles/ménages sur la base d'un modèle de type multidimensionnel, INRS-Urbanisation, Université du Québec, Montréal, Québec (Rapport d'étude à Santé et Bien-être Canada).

J. LEDENT, 1995. « Vers une projection des familles selon leurs caractéristiques principales », Cahiers québécois de démographie, 24(1), pp. 3-33.

J. LEDENT, à paraître. « La projection de la population féminine selon l'état conjugal et certaines caractéristiques des enfants » in Actes de la Chaire Quetelet '95, Institut de démographie, Université Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, Belgique.

J. LEDENT, Y. PÉRON et D. MORISSETTE, 1987. Ébauche d'une méthodologie nouvelle pour la projection des familles et des ménages au Québec, Bureau de la statistique du Québec (BSQ), Québec, Québec (Cahier technique du BSQ).

H. V. MUHSAM, 1985. « The projection of families by the transition matrix », communication présentée à la XX^ème^ Conférence Générale de l'Union Internationale pour l'Étude Scientifique de la Population, Florence, Italie, 5-12 juin.

AIDELF. 2000. RÉGIMES DÉMOGRAPHIQUES ET TERRITOIRE : les frontières en question - Actes du colloque de La Rochelle, septembre 1998, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-8-0, 636 pages.