Document généré le 25 avr. 2024 09:45

Cahiers québécois de démographie

Le ménage et ses unités minimales : illustration d'un modèle de projection à l'aide de données canadiennes

FROM MINIMAL HOUSEHOLD UNITS TO HOUSEHOLD PROJECTIONS: AN APPLICATION TO CANADIAN DATA

FAMILIA Y UNIDADES MÎNIMAS : ILUSTRACIÓN DE UN MODELO DE PROYECCIÓN POR MEDIO DE DATOS CANADIENSES

Heather Juby

Volume 24, numéro 1, printemps 1995

Perspective de population

URI : https://id.erudit.org/iderudit/010181ar
DOI : https://doi.org/10.7202/010181ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (imprimé)
1705-1495 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Juby, H. (1995). Le ménage et ses unités minimales : illustration d'un modèle de projection à l'aide de données canadiennes. *Cahiers québécois de démographie, 24*(1), 35–64. https://doi.org/10.7202/010181ar

Résumé de l'article

La projection des ménages par la méthode des taux de chefs a le défaut de ne rien nous apprendre sur la composition des ménages; par contre, d'autres modèles qui projettent la population en fonction des types d'appartenance à un ménage ne permettent pas encore de tirer de cette distribution une estimation des ménages. La démarche proposée ici consiste à essayer de résoudre ces difficultés en combinant un indicateur de la composition des ménages et un indicateur de la dimension « chefs de ménage » Cette méthode, qui peut être considérée comme une adaptation de la méthode des taux de chefs, devrait idéalement constituer la deuxième étape de l'application d'un modèle représentant plus fidèlement le processus déformation des ménages.

Tous droits réservés © Association des démographes du Québec, 1995

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 en ligne.

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

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

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.

https://www.erudit.org/fr/

Cahiers québécois de démographie
Vol. 24, no 1, printemps 1995, p. 35-64.

Le ménage et ses unités minimales : illustration d'un modèle de projection à l'aide de données canadiennes

Heather JUBY *

La méthode traditionnelle des taux de chefs, qui domine la démographie des ménages depuis de nombreuses décennies, cède progressivement le pas à des modes plus dynamiques de traitement des phénomènes de formation et de dissolution des ménages, et l'on constate dans la littérature que les chercheurs tendent à délaisser les études sur les chefs de ménage au profit de l'analyse des relations entre les personnes et les familles qui constituent les ménages. Les tableaux du recensement canadien, par exemple, ne présentent plus les données sur les ménages en fonction de caractéristiques comme le sexe, l'âge, l'état matrimonial et la langue maternelle du chef, contrairement à la pratique qui avait prévalu jusqu'en 1971. Les données publiées du recensement de 1991 portent presque exclusivement sur des caractéristiques relatives à la composition des ménages — structure familiale, présence ou absence de personnes hors famille et autres aspects similaires — et rares sont les tableaux où il est même question de la «personne de référence» ou du «soutien» du ménage, concepts qui ont remplacé celui de chef de ménage.

Cette évolution est particulièrement sensible dans le domaine de la projection des ménages. Ce champ a été (et demeure) le fief de la méthode des taux de chefs, et avant les années 1970 bien peu de tentatives ont été faites pour détrôner

* Institut national de la recherche scientifique (INRS)-Urbanisation (Université du Québec), Montréal. Je remercie vivement Yves Péron et Jacques Ledent, dont le savoir et l'expérience m'ont aidée à poursuivre cette réflexion, Yolande Lavoie, qui m'a prodigué commentaires et encouragements, et Johanne Archambault, à qui je suis beaucoup redevable pour la version française de ce texte.

celle-ci. Deux raisons surtout expliquent cette inertie relative. Tout d'abord, tant que le mariage et la fécondité sont demeurés plutôt stables, la méthode des taux de chefs remplissait bien le rôle attendu d'elle. On pouvait prédire l'état matrimonial des individus de même que la probabilité qu'ils soient chefs et, dans un domaine déjà empreint d'incertitude, il paraissait amplement satisfaisant d'appliquer des taux de chefs [1] à la population classée par sexe, âge et état matrimonial afin d'estimer le nombre futur des ménages. En second lieu, avant que les progrès accomplis dans divers domaines de la modélisation démographique ainsi qu'en informatique ne favorisent le développement de techniques permettant de saisir plus complètement les réalités étudiées, on n'avait guère d'autre choix que de fermer les yeux sur les faiblesses conceptuelles de la méthode des taux de chefs. Durant les deux dernières décennies, toutefois, les percées effectuées dans ces deux sphères ont donné un élan à la recherche de nouvelles méthodes de projection des ménages qui n'achopperaient pas, comme celle des taux de chefs, à la difficulté de modéliser le caractère dynamique des processus de formation et de dissolution des ménages. Cette entreprise ne va pas sans mal, ainsi que nous allons le voir.

LES MODÈLES DE PROJECTION DES MÉNAGES : NOUVELLES APPROCHES

La plupart des nouveaux modèles de projection des ménages projettent les individus en fonction de leur lien ou statut d'appartenance au ménage. Ainsi en est-il d'une famille de modèles inspirés de la modélisation mathématique multidimensionnelle mise au point dans le champ de la migration multirégionale (Willekens et Drewe, 1984), que l'on a très simplement adaptée à la prévision des ménages en substituant aux migrations interrégionales les transitions entre statuts d'appartenance (états). De là sont nées, en Europe surtout (Brouwer, 1988; Heida et Gordijn, 1985; Holmberg, 1987; Keilman, 1988), un certain nombre de variantes respectant un même schéma de base : toutes commencent par projeter les individus en fonction de leur statut au sein d'un ménage et tirent ensuite de cette distribution le nombre et le type de

[1] Le taux de chefs est la proportion de chefs de ménage au sein d'un sous-groupe donné. Pour les hommes mariés de plus de 65 ans, par exemple, on obtient ce taux en divisant le nombre de ceux qui sont chefs de ménage par le nombre total d'individus au sein de la catégorie.

ménages. Essentiellement, ces modèles se distinguent seulement par le nombre et les types de liens envisagés, les sources de données utilisées pour calculer les taux de transition entre les états et la méthode par laquelle les ménages sont calculés à partir de la distribution des individus par statut d'appartenance.

Une deuxième famille de modèles, plus satisfaisante au plan conceptuel, pose des difficultés d'application plus grandes. Il s'agit des modèles probabilistes simulant la trajectoire résidentielle des personnes qui composent les ménages [2] (Galler, 1988; Nelissen et Vossen, 1988, 1989; Rowe, 1994; Wachter, 1987). Ces modèles étaient gravement handicapés par les erreurs d'échantillonnage considérables inhérentes à la petite taille des échantillons mais, grâce à une nouvelle génération d'ordinateurs capables de gérer des calculs plus complexes sur des populations beaucoup plus vastes, ils gagnent en popularité.

Les deux types de modèles passent directement de l'individu au ménage, et ce processus est parsemé d'embûches. D'abord, pour la classification des ménages, à défaut de cadre comparatif, l'on établit assez arbitrairement les catégories d'appartenance au ménage, problème aggravé par la confusion qui entoure la relation entre ménage et famille. Deuxièmement, la méthode servant à estimer le nombre de ménages à partir de la distribution des individus selon le statut d'appartenance au ménage soulève une série de problèmes de définition connexes. Troisièmement, il n'est pas facile d'intégrer à cette approche des hypothèses relatives aux facteurs socio-économiques, dont le rôle dans la formation des ménages n'a pas besoin d'être démontré. Développons ces trois points.

Comme nous l'avons vu, le choix des catégories d'appartenance au ménage pose problème. Plus le nombre d'états pris en considération est élevé, plus il devient difficile de calculer, extrapoler et interpréter les taux de transition. Par contre, si on se limite à un nombre d'états plus facile à gérer, on réduit à la fois le type et la quantité d'information produits par la prévision. Entre ces deux maux, c'est le second qui est choisi le plus souvent, comme le démontrent clairement deux modèles mis au point aux Pays-Bas durant les années 1980, soit les modèles PRIMOS et NEDYMAS (Heida et Gordijn, 1985; Nelissen et Vossen, 1988, 1989).

---

2 On trouvera une description et une critique de cette approche dans Nelissen et Vossen (1989).

Le modèle PRIMOS appartient à la famille des modèles mathématiques multidimensionnels auxquels nous avons fait allusion. On peut y intégrer cinq catégories de modes d'appartenance au ménage : enfant à charge, célibataire, adulte au sein d'un couple (marié ou en union consensuelle), adulte n'ayant jamais formé de couple et adulte vivant en institution. En fait, pour les adultes qui appartiennent à un ménage privé, on a le choix entre trois états seulement, en fonction de leur situation conjugale passée et présente. Le modèle de microsimulation NEDYMAS utilise les mêmes catégories mais permet de déterminer si les adultes «séparés» sont parents seuls, car des données sur la fécondité y sont introduites. Soulignons que les deux modèles sont censés projeter des statuts d'appartenance à un *ménage*, mais ne projettent en réalité que des individus en fonction de leur situation matrimoniale (PRIMOS) ou de leur situation au sein de la famille nucléaire (NEDYMAS), parce qu'ils posent une équivalence entre ces états et le statut d'appartenance au ménage. C'est ce que met clairement en évidence la méthode utilisée pour la deuxième étape de la projection, au cours de laquelle on estime le nombre de ménages à partir de la distribution des modes d'appartenance.

Dans le modèle PRIMOS, par exemple, on calcule le nombre de ménages de façon très simple, en additionnant tout près de la moitié des personnes classées comme «mariées ou cohabitantes» au nombre total de personnes qui se sont déclarées «célibataires» ou «séparées ou divorcées». Les ménages résultant de la simulation du modèle NEDYMAS sont groupés en catégories similaires : ménages d'une personne, ménages familiaux comprenant un couple marié, ménages familiaux comprenant un couple non marié et ménages monoparentaux. Dans les deux cas, les groupes résidentiels sont réduits aux unités matrimoniales (et parentales), et il n'y a pas de place pour des types plus complexes de ménages (non familiaux comprenant plus d'une personne ou familiaux comprenant plus d'une famille par exemple). Même si l'on tient compte du fait que les Hollandais ne définissent pas strictement le ménage comme une «unité résidentielle» et de ce fait diminuent sans aucun doute le nombre de ménages complexes, les catégories qui leur restent sont une simplification par rapport à la complexité des comportements résidentiels.

Le modèle NIDI, également conçu aux Pays-Bas, essaie de refléter plus fidèlement cette complexité dans la mesure où il définit cinq catégories pour les adultes en ménage privé et

prévoit la possibilité d'appartenir à un ménage non familial (Keilman, 1988). Mais, même dans ce cas, des contraintes de données mènent fatalement à la création de catégories passablement hétérogènes; les couples qui vivent en union consensuelle, par exemple, ont le même statut que les parents seuls («adulte au sein d'une autre famille»). Idéalement, cette situation devrait constituer un état distinct, mais pour les transitions peu fréquentes, à défaut de données adéquates, on obtiendrait des taux de transition très douteux.

Ces trois modèles illustrent clairement la difficulté de classifier les ménages et la confusion qui entoure la distinction entre ménage et famille. Aucun des trois ne résout de façon satisfaisante le deuxième problème, celui de l'estimation du nombre de ménages à partir de la distribution des individus selon le lien au ménage projetée par le modèle [3]. Le troisième problème — la prise en compte du rôle des facteurs socio-économiques dans la formation des ménages — reste également sans solution. Tout modèle qui projette directement les ménages à partir des caractéristiques des individus intègre automatiquement comportement résidentiel et comportement démographique dans un taux unique. Idéalement, pour formuler des hypothèses sur la formation future des ménages, il faudrait distinguer l'évolution du comportement conjugal de celle de la situation socio-économique, qui influence fortement les choix résidentiels. Prenons l'exemple de la transition entre vie de couple et vie solitaire. Pour prédire ce changement de situation, il faut faire des hypothèses sur les tendances qui vont marquer les taux de divorce et de séparation ainsi que les décisions de vivre seul. Ces tendances peuvent évoluer diversement; ainsi, il n'est pas impossible que les taux de divorce continuent de grimper, mais que simultanément la conjoncture économique contrarie voire renverse le mouvement récent vers l'autonomie résidentielle.

Ce sont là quelques-unes des difficultés que comporte le développement d'une méthode susceptible de remplacer celle des taux de chefs, et l'on comprend pourquoi cette dernière domine encore les projections des ménages. Statistique Canada, par exemple, continue de s'y fier, même si les publications du recensement révèlent un changement d'approche tendant à favoriser non plus le concept de chef mais la composition des ménages. Il faut dire que, rebutés par les

---

3 La méthode employée dans le modèle NIDI est basée sur la matrice des transitions des ménages d'Akkerman (1980, 1985).

problèmes théoriques et pratiques que pose le remplacement de l'approche traditionnelle, beaucoup de chercheurs ont décidé de tenter d'améliorer la méthode des taux de chefs. Certains ont proposé diverses améliorations pour compenser ses faiblesses en ce qui a trait à l'information sur la taille des ménages et la composition des familles (Kono, 1981; Louvot, 1988; Statistique Canada, 1990); d'autres se sont attaqués au problème plus fondamental de son caractère statique et de son inaptitude à prendre en compte les membres des ménages (Kono, 1987; Linke, 1988; Pitkin et Masnick, 1987). Quant à nous, pour réaliser ce travail, qui s'inspire largement des suggestions d'Ermisch et Overton (1985), nous prenons pied dans les deux camps : tout en explorant la solution de certains des problèmes auxquels les nouvelles approches se heurtent, l'application présentée en deuxième partie reprend la méthode des taux de chefs, en la modifiant.

LES «UNITÉS MINIMALES» CONSTITUTIVES DES MÉNAGES

Parlant des problèmes associés à la projection des ménages et des familles, Roussel (1988) fait état de la classification imaginée par Ermisch et Overton, où les ménages sont distingués en fonction des unités minimales qui les constituent. Il est d'avis que cette typologie est celle qui capte le mieux les réalités nuancées de la distribution des ménages et qu'elle pourrait servir de base à des comparaisons internationales. Roussel n'est pas le seul à trouver cette classification intéressante, puisque Keilman reconnaît s'être inspiré du concept d'unité minimale pour construire son modèle (Keilman, 1988 : 131; voir aussi Duchêne, 1987; Murphy et al., 1988; Santi, 1988). Ce que l'on a moins remarqué c'est que, au delà des questions de typologie, l'approche d'Ermisch et Overton fait avancer la solution de chacun des problèmes mentionnés ci-dessus. C'est pourquoi nous allons nous y arrêter, en faisant ressortir les nouveaux éclairages qu'elle projette sur la démographie des ménages et en illustrant le type de solution qu'elle propose pour résoudre certaines des difficultés qui accompagnent la formulation de modèles de projection innovateurs.

Définie comme le «plus petit élément familial divisible au sein d'un ménage» [4] (Ermisch et Overton, 1985 : 36), l'unité minimale constitutive du ménage (UMM) équivaut en gros à la

---

4 *«Smallest divisible, familial elements within households.»*

famille de recensement et à la personne hors famille définies par Statistique Canada. Dans sa forme la plus simple, le modèle reconnaît quatre types d'unités :

U1 adultes seuls (sans conjoint ni enfants)
U2 parents seuls avec enfant(s)
U3 couples sans enfants
U4 couples avec enfant(s)

Chaque unité, soit vit seule et forme ainsi un ménage «simple», soit cohabite avec d'autres unités au sein d'un ménage «complexe».

La définition des ménages en fonction de leurs unités constitutives ajoute encore une dimension à l'analyse. Alors que l'approche traditionnelle consisterait à établir la proportion d'UMM qui sont à la tête de leur propre ménage (en calculant le taux de chefs de chaque sous-groupe), Ermisch et Overton mettent l'accent sur la cohabitation des UMM au sein des ménages et expriment en «taux d'autonomie» la proportion d'unités minimales qui ne partagent pas leur logement avec d'autres UMM. En suivant dans le temps l'évolution du taux d'autonomie des divers types d'unités, on est à même de saisir la transformation des modèles d'autonomie résidentielle [5].

Le fait de traiter les ménages comme des groupes composés d'unités démographiques (familiales si elles comprennent un adulte vivant avec un conjoint, ou un ou des enfants ou les deux; non familiales dans les autres cas) facilite, tant au plan conceptuel qu'à celui de l'analyse, la distinction entre ménage et famille. Ermisch et Overton différencient soigneusement les UMM des ménages. Pour eux, la formation des unités élémentaires est d'abord et avant tout conditionnée par des variables démographiques telles que le mariage, le divorce et la fécondité, tandis que ce sont surtout les facteurs socio-économiques qui incitent les UMM à partager ou non leur lieu d'habitation. D'où la nécessité de modèles de projection en deux temps où, après avoir projeté les individus en fonction de leur statut d'appartenance à une UMM, on regroupe en ménages les unités ainsi projetées. Cette méthode résout le problème de la relation

---

5 De moins en moins de familles, de couples, de personnes seules pratiquent le partage du logement... Étant donné la place qu'occupe cette tendance dans les travaux actuels, on peut s'étonner que les chercheurs, même quand ils reconnaissent l'intérêt de la typologie d'Ermisch et Overton, ne soufflent mot des taux d'autonomie et se replient sur les taux de chefs pour analyser la formation et la transformation des ménages (voir notamment Santi, 1988).

entre ménage et famille tout en permettant d'intégrer des facteurs socio-économiques aux hypothèses relatives à la formation future des ménages. Concrètement, l'évolution escomptée de facteurs démographiques tels que l'augmentation de la population, les comportements matrimoniaux et la fécondité alimenterait la première étape, tandis que des facteurs comme la situation économique, la disponibilité des logements et d'autres aspects connexes pourraient servir à la formulation d'hypothèses concernant l'évolution des modèles de cohabitation des UMM.

VERS UN MODÈLE DE PROJECTION BASÉ SUR LES UMM

Si certains progrès permettent déjà de projeter les individus en fonction de leur statut d'appartenance à une UMM, pour la deuxième étape du modèle les choses vont moins vite. Ermisch conseille d'utiliser des techniques de microsimulation pour le volet projection, mais n'explique pas comment regrouper ensuite en ménages les individus projetés par type d'unité élémentaire. Examinons le déroulement de ces deux étapes.

Projection des individus en fonction de leur appartenance à une unité minimale

L'idée de Schoen de recourir à des tables multidimensionnelles dans le domaine de la démographie de la famille (Schoen, 1975) a entraîné la création d'une série de modèles de macrosimulation conçus spécialement pour la projection des familles. Ces modèles, où l'on utilise des données sur les transitions entre états matrimoniaux et parentaux pour simuler ou projeter la dynamique des familles, produisent des distributions des individus en fonction de leur situation matrimoniale et parentale (voir l'article de J. Ledent dans le présent numéro). Cette approche est parfaitement adaptée à la projection des individus selon leur lien à une UMM, car les unités élémentaires sont essentiellement des groupes familiaux. Pourtant, quoiqu'elle ait été mise à profit bien des fois pour la projection des familles (Bongaarts, 1981, 1987; Kuijsten, 1986; Rallu, 1986), seul Ledent en a reconnu le potentiel pour amorcer la projection des ménages (Ledent, Péron et Morissette, 1987; Ledent, 1992).

En guise de solutions de rechange, les modèles multidimensionnels et les modèles de microsimulation dont nous avons

parlé plus haut peuvent servir à la projection des individus en fonction de leur type d'appartenance à une UMM. Nous avons signalé que les états des ménages définis dans les modèles PRIMOS et NEDYMAS sont presque identiques aux UMM; il serait donc possible de substituer à ces états les modes d'appartenance à une unité élémentaire et d'estimer les taux de transition entre les types d'unités.

Cependant, quand vient le temps de projeter les individus selon le type de lien à une UMM, toutes ces méthodes se heurtent au même problème : celui du manque de données suffisamment détaillées pour permettre de classer les individus dans les unités voulues. Normalement, les statistiques démographiques sur le mariage, le divorce et la fécondité permettent de calculer les taux de transition entre divers états familiaux. Mais l'état familial (combinaison de l'état matrimonial et de la parité) a cessé d'être le marqueur de l'état résidentiel qu'il constituait à l'époque où mariage signifiait vie commune, où le divorce était chose rare et où les enfants se mariaient au sortir du foyer parental. Pour projeter les types d'appartenance à une unité élémentaire, ces modèles doivent tenir compte de la cohabitation sans mariage et de la ou des directions que prennent les enfants après la séparation de leurs parents. Les données finiront par s'améliorer, mais tant que leur qualité n'égalera pas le raffinement des modèles, il pourra être nécessaire de se rabattre sur une approche plus simple et plus statique pour calculer la distribution des UMM. L'application que nous présentons plus loin est précisément basée sur ce genre de compromis.

Des unités minimales aux ménages

Comme nous l'avons souligné, à ce jour, aucun modèle n'a produit de méthode satisfaisante pour passer de la distribution des individus selon leur situation au sein de la famille, du ménage ou de l'UMM à une distribution des ménages selon le type. Cet état de fait est sans nul doute lié à l'importance de la modélisation et des données exigées par la première étape, mais on peut aussi l'attribuer au peu d'intérêt que manifestent dans l'ensemble les démographes de la famille et des ménages pour les comportements en matière de logement. En cette époque où elles s'accélèrent, les transformations familiales captent toute l'attention des chercheurs, et la formation des ménages est à la remorque des questions familiales. Mais il y a des exceptions,

et on ne peut passer sous silence certaines études consacrées au départ des enfants du foyer parental ou à la cohabitation des parents et de leurs enfants adultes (voir notamment Aquilino, 1990; Buck et Scott, 1993; Goldscheider et Goldscheider, 1993; Kiernan, 1986; Péron et al., 1986, Ward et al., 1992).

La méthode proposée dans cet article se situe dans une démarche d'exploration de cet aspect négligé de la démographie de la famille et des ménages. Non seulement elle permet de passer des UMM aux ménages, mais elle aborde l'analyse de la formation passée des ménages à l'aide d'une nouvelle approche grâce à laquelle il est possible de formuler, relativement à la formation future des ménages, des hypothèses indispensables à tous les types de projections. Dans les paragraphes qui suivent, nous allons faire ressortir les grandes lignes de cette méthode, qui tire parti à la fois des taux de chefs et des taux d'autonomie, et intègre dans un seul cadre l'information centrée sur la notion de chef de ménage et l'information sur la composition des ménages.

La pauvreté de l'information qu'elle livre quant à la composition des ménages a toujours constitué l'écueil principal de la méthode des taux de chefs. En prenant la population classée par sexe, âge et état matrimonial comme dénominateur pour calculer le taux, on n'apprend rien sur le ménage lui-même hormis l'âge, le sexe et l'état matrimonial du chef. Le fait d'établir le taux de chefs pour un type de ménages en particulier ne change rien à cela : dans le cas des mères seules, par exemple, le taux mesure les mères seules chefs de ménage en pourcentage de l'ensemble des femmes seules et non de l'ensemble des mères seules.

Quoi qu'il en soit, l'évolution récente des comportements conjugaux et parentaux a soulevé l'épineux problème de l'interprétation de l'état matrimonial. Avant la transformation des modes de formation et de dissolution des couples, celui-ci pouvait servir aux perspectives des ménages. En le combinant à des informations sur l'âge et le sexe du chef, on pouvait en inférer la composition probable du ménage. Par exemple, si un célibataire était chef de ménage, on avait vraisemblablement affaire à un ménage non familial, car normalement ce célibataire n'avait jamais eu de conjoint ni d'enfants. De nos jours, la même personne est susceptible non seulement d'avoir déjà vécu en union consensuelle mais aussi de vivre avec un enfant résultant de cette union. En général, les démographes ont résolu de ne plus tenir compte de l'état matri-

monial dans leurs projections des ménages, qui fournissent ainsi une information encore appauvrie sur les types de ménages : les seules caractéristiques qui subsistent sont l'âge et le sexe du chef.

Les taux de chefs deviennent beaucoup plus parlants eu égard aux types de ménages lorsqu'on les associe aux UMM. Tout d'abord, en remplaçant les catégories d'état matrimonial par des catégories plus pertinentes, liées à la situation conjugale et parentale des individus, on évite les problèmes d'interprétation, car il n'est plus nécessaire d'inférer la composition des ménages. Ce sont plutôt les taux de chefs par catégorie d'UMM qui donnent, directement, l'information sur la composition des ménages. De plus, si l'on calcule des taux par catégorie d'UMM plutôt que par catégorie d'état matrimonial pour les appliquer ensuite à la population projetée en fonction de ces états, on est à même de projeter les ménages par type d'UMM en une seule étape [6].

Finalement, on peut enrichir l'information obtenue grâce aux taux de chefs en appliquant aussi des taux d'autonomie aux mêmes catégories d'UMM. On connaît ainsi immédiatement la proportion de ménages composés d'une seule unité pour chaque catégorie d'UMM : adulte seul, parent seul ou couple, avec ou sans enfant(s). Mais le taux d'autonomie ne peut à lui seul donner directement un nombre de ménages car il ne révèle que le nombre de ménages simples. Pour compléter la projection, il nous faut pouvoir estimer le nombre de ménages complexes. Or, la combinaison des deux taux, non seulement fournit la distribution des ménages selon le type d'UMM auquel appartient le chef, mais aussi permet de classer les ménages en simples et complexes. Les trois étapes de cette projection basée sur les UMM sont les suivantes :

Première étape Projection de la population par sexe, âge et type d'appartenance à une UMM.

Deuxième étape Extrapolation des taux de chefs selon le sexe, l'âge et le type d'UMM auquel appartient le chef de ménage et application de ces taux à la population projetée, pour le calcul de la distribution des ménages.

---

6 On conserve ainsi le principal avantage du taux de chefs, qui fournit une estimation du nombre de ménages en une seule étape simple, en appliquant à la population projetée le taux de chefs approprié. Comme tous les ménages ont un chef, le nombre de chefs donne automatiquement le nombre de ménages.

Troisième étape Extrapolation des taux d'autonomie par sous-groupe et application de ces taux à la population projetée, pour le calcul de la distribution des ménages selon qu'ils comprennent une UMM ou plus d'une UMM.

Dans sa forme la plus simple, ce modèle permet de projeter les ménages par groupe d'âge selon les catégories suivantes :

TYPES DE MÉNAGES PROJETÉS À L'AIDE DU MODÈLE PROPOSÉ

Type d'UMM à laquelle appartient le soutien du ménage	Type de ménage	
	Simple	Complexe
	Le ménage comprend (ne comprend)...	
Femme adulte (sans conjoint ni enfants)	... une seule personne	... plusieurs personnes
Homme adulte (sans conjointe ni enfants)	... une seule personne	... plusieurs personnes
Mère seule avec enfant(s)	... personne d'autre	... quelqu'un d'autre
Père seul avec enfant(s)	... personne d'autre	... quelqu'un d'autre
Couple sans enfants	... personne d'autre	... quelqu'un d'autre
Couple avec enfant(s)	... personne d'autre	... quelqu'un d'autre

On pourrait encore scinder les ménages complexes afin de distinguer entre ménages unifamiliaux et ménages multifamiliaux, par exemple [7]. Cette méthode est celle que nous allons maintenant appliquer à des données canadiennes. Le concept de «chef de ménage» sera toutefois remplacé par celui de «soutien du ménage» (personne assumant les principales charges du ménage) car il n'est plus utilisé dans le recensement

[7] Du fait que l'on projette la composition des ménages, il est moins indispensable de faire calculer la distribution des ménages selon la taille par les modèles mathématiques. Dans le cas des ménages simples, on connaît le nombre d'adultes (un par ménage pour les types U1 et U2, deux par ménage pour les autres); l'addition d'un nombre moyen d'enfants à chaque type permettra d'obtenir la taille moyenne de ces ménages. En ce qui concerne les ménages complexes, la taille des UMM primaires peut être estimée par le même procédé; pour compléter le calcul de la taille moyenne des ménages, il suffit d'y ajouter un nombre moyen estimé de personnes non comprises dans l'UMM primaire.

canadien; nous parlerons donc de «taux de soutiens» plutôt que de «taux de chefs» [8].

APPLICATION : PROJECTION DES MÉNAGES CANADIENS, 1986-2011

Deux séries de projections à l'horizon 2011 ont été réalisées par la méthode que nous venons de décrire. La même population, projetée par âge, sexe et type d'appartenance à une UMM, a servi pour les deux séries. Dans le premier scénario, nous utilisons des distributions par UMM, des taux de soutiens et des taux d'autonomie constants (ceux de 1986) afin d'isoler l'effet de la structure par âge et par sexe de la population résultant de la prévision sur la distribution future des ménages. Dans le deuxième scénario, les taux de soutiens et les taux d'autonomie reflètent l'évolution observée durant la période 1971-1986; cela permet d'analyser l'influence de la transformation des comportements résidentiels et des modèles de partage du lieu d'habitation sur la distribution des ménages projetée par le premier scénario. La section qui suit présente la projection de la population en fonction du lien à une UMM et l'évolution 1971-1986 des distributions par UMM. Suit une description de la deuxième étape de la projection, où nous estimons les nombres et les types de ménages en appliquant des taux de soutiens et d'autonomie par sous-groupe. Les résultats de la projection sont analysés dans la dernière section.

Projection de la population par sexe, âge et type d'appartenance à une UMM

Comme nous l'avons signalé, l'idéal serait de recourir à une méthode dynamique du type mentionné plus haut pour réaliser cette première étape, et par conséquent de projeter la popu-

---

8 Il n'est évidemment pas nécessaire de prendre le chef de ménage pour réaliser ce genre de projection : n'importe quel membre du ménage peut faire l'affaire du moment qu'on choisit une personne, et une seule, par ménage. Ce choix dépend à la fois des objectifs que l'on poursuit et des données dont on dispose. En ce qui concerne le Canada, par exemple, le choix se portera sur «la personne de référence» si l'on s'intéresse à la composition des ménages, tandis que le concept de soutien du ménage est plus révélateur de la situation économique des unités qui composent les ménages. Mais cette distinction est pour l'instant passablement académique, car environ 95 % des personnes de référence sont également soutiens du ménage auquel elles appartiennent.

lation en fonction du type d'appartenance à une UMM. Les données ne permettant pas d'exploiter convenablement ce genre de modèle, nous avons opté pour une variation de la méthode des taux de chefs qui est à peine plus exigeante au plan de la mise en œuvre et des données que celle qu'emploie habituellement Statistique Canada (1990) [9]. Comme la méthode des taux de chefs, elle a l'avantage de faire coïncider les projections de la population et celles des ménages. La méthode de projection des ménages de Statistique Canada peut se résumer ainsi :

Première étape Choix de la population par sexe et groupe d'âge dans les plus récentes projections de population de Statistique Canada (1990a).

Deuxième étape Extrapolation et application par sexe et groupe d'âge de la répartition de la population par état matrimonial (célibataire, marié, séparé ou divorcé).

Troisième étape Estimation du nombre de ménages par extrapolation des taux de soutiens (c'est-à-dire de chefs) et par application de ces taux à chacun des sous-groupes [10].

Une procédure similaire a été adoptée ici. Nous avons commencé par choisir la population par sexe et par âge (groupes quinquennaux de 15 ans à 80 ans et plus) pour l'année 2011 dans les plus récentes projections publiées par Statistique Canada (1990a). C'est la deuxième série qui a fourni le scénario le plus susceptible de minimiser l'influence des facteurs non résidentiels sur les projections, étant donné des niveaux de fécondité et de migration maintenus à leur niveau de 1986.

À la deuxième étape, la répartition de la population par type d'appartenance à une UMM remplace ici la répartition par état matrimonial. Six statuts possibles ont été définis, dont quatre se rapportent aux adultes vivant en ménage privé :

1. Personnes en institution, résidents temporaires ou personnes séjournant à l'étranger.
2. Enfant dans un ménage privé.
3. U1 : adulte, sans partenaire ni enfants.
4. U2 : parent seul avec enfant(s).

---

9 L'information nécessaire au calcul des taux d'autonomie est recueillie au moment du recensement mais reste pour le moment en partie inédite.

10 Pour réaliser ses projections, Statistique Canada modifie le concept de soutien du ménage de la façon suivante : a) dans un couple, l'homme est désigné comme soutien; b) dans les quelques cas où le soutien ne fait pas partie du ménage, le choix se porte sur la personne de référence.

5. U3 : couple (marié ou en union de fait) sans enfants.
6. U4 : couple (marié ou en union de fait) avec enfant(s).

Notons qu'il a fallu trouver un compromis à propos de la définition de l'«enfant», afin de tenir compte à la fois des données disponibles et de la définition de la famille de Statistique Canada (1987). Ermisch conseille de ne considérer les enfants comme membres de l'UMM de leur(s) parent(s) que s'ils ont moins de 16 ans, mais nous avons mis les enfants célibataires de tout âge dans l'UMM de leurs parents, par souci de conformité avec les définitions du recensement canadien.

S'il s'agissait de réaliser des projections officielles, il faudrait évidemment formuler des hypothèses quant à l'évolution à venir des distributions des types d'appartenance à une UMM, de même que Statistique Canada extrapole les distributions des états matrimoniaux. Mais l'accent porte ici sur la formation des ménages et sur les processus de projection, et au lieu d'extrapoler les distributions par UMM pour leur faire refléter les tendances passées, nous les avons laissées aux niveaux observés en 1986. Il est quand même intéressant d'examiner leur évolution entre 1971 et 1986. Bien que la comparaison des distributions telles qu'elles apparaissent à deux recensements, en l'occurrence ceux de 1971 et de 1986 (voir le tableau 1), soit loin d'être la meilleure façon de saisir la transformation des processus de formation des familles, elle demeure éclairante.

L'évolution observée reflète avant tout la transformation radicale des comportements matrimoniaux et la chute des taux de fécondité au cours de la période étudiée. Si les proportions de personnes vivant en institution ont à peine bougé (abstraction faite de l'augmentation enregistrée pour les femmes de 75 ans et plus), la part des enfants dans la population est passée de 44,7 % pour le sexe masculin et de 40,2 % pour le sexe féminin en 1971 à 36,7 % et à 31,2 % respectivement en 1986. Les adultes vivant en ménage privé sont ceux qui nous intéressent le plus, car ce sont eux qui entrent dans le calcul des ménages privés. On est d'abord frappé par la chute du pourcentage de ceux qui vivent en couple avec des enfants (U4); cette baisse, qui touche les hommes et les femmes de tout âge, est néanmoins compensée par la progression des couples sans enfant (U3), dans tous les groupes d'âge également. En outre, le déclin global des unités conjugales (U3 et U4) chez les moins de 45 ans est largement contrebalancé par la croissance des proportions de

TABLEAU 1 — Distribution par UMM selon le sexe et le groupe d'âge, Canada, 1971 et 1986 (%)

Groupes d'âge	HOMMES						FEMMES					
	U1	U2	U3	U4	Enf.	Inst.	U1	U2	U3	U4	Enf.	Inst.
1971												
0-14	1,2	0,0	0,0	0,0	98,3	0,5	1,2	0,0	0,0	0,0	98,4	0,4
15-24	12,4	0,1	7,3	7,0	71,1	2,1	11,6	1,1	12,4	16,0	57,2	1,7
25-34	14,0	0,9	15,9	58,6	8,9	1,7	9,0	4,4	11,5	69,5	4,7	0,9
35-44	9,8	1,6	5,8	77,6	3,4	1,7	6,2	5,7	6,1	78,7	2,3	1,0
45-54	11,1	1,8	14,3	69,1	1,9	1,9	10,9	6,8	19,6	59,6	1,7	1,3
55-64	14,3	1,9	39,9	40,8	0,8	2,3	24,4	6,5	40,4	25,4	1,0	2,3
65-74	21,0	1,5	56,5	16,9	0,5	3,7	44,4	5,2	39,4	6,2	0,3	4,5
75+	32,1	2,9	45,6	7,3	0,0	12,0	57,5	7,2	16,6	2,5	0,0	16,1
Total	9,9	0,8	12,7	30,0	44,7	1,8	12,0	3,2	12,6	30,2	40,2	1,8
1986												
0-14	2,0	0,0	0,0	0,0	97,7	0,3	2,0	0,0	0,0	0,0	97,7	0,3
15-24	14,4	0,1	6,8	3,6	72,7	2,2	13,9	2,3	13,0	8,7	61,3	0,8
25-34	21,1	0,8	20,0	44,1	12,1	1,9	14,0	7,5	17,7	54,0	6,3	0,5
35-44	13,1	2,4	10,0	70,1	2,7	1,8	8,8	10,7	8,9	68,6	1,7	1,3
45-54	11,8	3,2	18,9	62,9	1,5	1,8	11,0	9,4	23,8	53,5	0,9	1,3
55-64	14,5	2,2	44,4	36,5	0,6	1,8	21,2	7,3	45,3	24,2	0,5	1,4
65-74	17,5	1,4	64,1	14,2	0,1	2,7	41,6	4,7	45,1	5,4	0,1	3,1
75+	26,1	2,1	53,9	5,6	0,0	12,3	55,2	5,4	18,2	1,1	0,0	20,0
Total	12,9	1,2	17,6	29,5	36,7	2,0	15,2	5,5	17,3	28,8	31,2	1,9

Source : calculs effectués à partir de microdonnées des recensements canadiens de 1971 et de 1986.

couples âgés, si bien que dans l'ensemble la part des couples dans la population s'est accrue durant la période. Les gains du type U3 chez les plus de 45 ans résultent sans doute plutôt de l'évolution de la fécondité (les gens font moins d'enfants) que des comportements de départ du foyer, car en fait les jeunes restent plus longtemps chez leurs parents en 1986 qu'en 1971 : 72,7 % des hommes et 61,3 % des femmes du groupe 15-24 ans s'y trouvent encore en 1986, comparativement à 71,1 % et à 57,2 % respectivement en 1971. Les gains sont particulièrement importants dans la catégorie des personnes hors famille (U1) chez les jeunes des deux sexes, et le pourcentage de mères seules a presque doublé.

Projection du nombre et du type de ménages

Une fois projetée la population par sexe, âge et type d'appartenance à une UMM, il reste à estimer le nombre et les types de ménages. Il s'agit d'abord d'établir les taux de soutiens et d'autonomie par groupe d'âge [11], sexe et type d'UMM pour 1971 et 1986 (tableaux 2 et 3), et de les extrapoler à l'aide de la méthode exponentielle modifiée utilisée par Statistique Canada (1990 : 27).

Si l'on examine d'abord la situation telle qu'elle apparaît en 1986, il appert que les taux de soutiens dépassent les taux d'autonomie dans tous les types d'UMM et tous les groupes d'âge. Mais l'ampleur des écarts varie d'un groupe à l'autre. Tandis que les couples (presque sans exception) et les parents seuls (à 10 % près) sont soutiens de leur ménage, environ le tiers [12] des hommes et des femmes hors famille vivent dans un ménage dont ils ne sont pas le soutien. Les taux d'autonomie renvoient une image similaire tout en faisant ressortir, en ce qui concerne les choix résidentiels, des différences selon le sexe que dissimulent les taux de soutiens. Ils témoignent en effet d'une propension beaucoup plus forte à vivre de façon autonome chez les mères seules et les femmes seules que chez les pères seuls et les hommes seuls, en dépit du fait que le revenu moyen de ces derniers est relativement plus élevé. Taux de soutiens et taux

---

[11] La projection repose sur des groupes d'âge quinquennaux (de 15 ans à 80 ans et plus) mais, par souci de clarté, nous présentons les taux et les résultats par groupes décennaux.

[12] La définition du soutien a pour effet de gonfler ce chiffre. Une seule personne peut être désignée comme soutien, même dans les ménages où deux personnes hors famille ou plus assument une partie des charges du logement.

TABLEAU 2 — Taux de soutiens, par sexe, groupe d'âge [a] et type d'UMM, Canada, 1971 et 1986 (%)

Groupes d'âge	U1		U2		U3	U4
	Hommes	Femmes	Pères	Mères		
1971						
15-24	25,2	29,3	70,7	62,0	91,3	92,4
25-34	47,8	45,6	85,7	83,9	93,7	98,0
35-44	52,6	47,7	89,7	89,9	94,7	99,1
45-54	56,9	58,8	95,1	94,9	97,8	99,6
55-64	60,2	62,4	94,0	96,7	97,6	99,5
65-74	61,2	65,7	92,6	97,9	96,5	98,8
75+	52,7	58,2	95,0	93,3	94,0	98,0
Total	45,6	51,7	90,9	90,1	95,5	98,7
1986						
15-24	40,6	41,8	40,4	89,3	94,5	93,0
25-34	65,1	68,9	78,8	91,0	96,3	97,6
35-44	72,8	74,9	92,2	93,9	98,4	98,8
45-54	74,7	78,3	93,6	94,3	98,7	99,0
55-64	78,2	81,5	91,3	89,2	98,0	98,4
65-74	81,0	82,7	97,5	96,0	97,2	98,5
75+	74,7	78,3	88,3	97,2	95,8	98,6
Total	65,7	70,3	88,1	89,9	97,1	98,4

Source : calculs effectués à partir de microdonnées des recensements canadiens de 1971 et de 1986.

a. Pour les unités comprenant un couple, l'âge est celui du partenaire masculin.

d'autonomie ne suivent cependant pas du tout la même évolution entre 1971 et 1986. Tandis que les premiers sont stables dans les UMM de type familial (U2, U3 et U4), les seconds augmentent de façon significative. Chez les adultes seuls (U1), toutefois (c'est l'unique cas), les uns et les autres montent en flèche, pour les deux sexes et à tous les âges. Par rapport au taux de soutiens, le taux d'autonomie apparaît ainsi comme un indicateur plus sensible de l'évolution des comportements résidentiels et donne une idée plus juste du mouvement vers l'autonomie résidentielle si caractéristique des processus récents de formation des ménages.

Enfin, nous avons procédé à l'estimation du nombre total de ménages et du nombre de ménages simples (formés d'une seule UMM) pour chaque groupe, en appliquant à la population

TABLEAU 3 — Taux d'autonomie, par sexe, groupe d'âge [a] et type d'UMM, Canada, 1971 et 1986 (%)

Groupes d'âge	U1		U2		U3	U4
	Hommes	Femmes	Pères	Mères		
1971						
15-24	11,8	12,7	29,7	49,6	86,2	84,4
25-34	28,0	30,2	40,2	66,2	87,1	88,9
35-44	34,2	35,6	45,1	71,6	81,1	88,6
45-54	36,9	40,7	59,3	73,6	84,2	87,1
55-64	40,5	46,5	67,9	74,6	84,2	86,6
65-74	41,0 [b]	46,4 [b]	75,3	78,2	86,0	87,0
75+			79,2	76,5	85,6	84,9
Total	29,4	36,6	55,8	72,2	85,2	87,9
1986						
15-24	24,3	26,9	12,3	77,7	88,9	90,0
25-34	48,3	52,7	55,5	78,6	92,5	92,8
35-44	59,8	61,4	72,0	80,7	92,4	91,9
45-54	61,7	64,1	72,3	81,7	89,9	89,6
55-64	64,6	69,0	76,5	79,0	89,1	89,7
65-74	67,7	73,0	81,2	81,0	92,1	89,0
75+	63,5	69,7	73,9	85,3	92,6	83,5
Total	50,8	60,0	70,4	80,2	91,2	91,3

Source : calculs effectués à partir de microdonnées des recensements canadiens de 1971 et de 1986.

a. Pour les unités comprenant un couple, l'âge est celui du partenaire masculin.

b. 65 ans et plus.

projetée les taux de soutiens et les taux d'autonomie constants (1986) et extrapolés. Voyons les résultats des deux projections.

Analyse des résultats

Comme on l'a vu, le premier scénario suppose constants à leur niveau de 1986 la distribution de la population par type d'UMM, les taux de soutiens et les taux d'autonomie. Ses résultats représentent par conséquent la distribution des ménages contenue dans la structure projetée de la population par âge et sexe. On constate que le nombre de ménages poursuit allègrement son ascension, puisqu'il augmente au total de 37,6 % à l'horizon 2011 (tableau 4). Cette progression est

TABLEAU 4 — Distribution des ménages canadiens, 1986 (observée) et 2011 (projetée, taux de soutiens et d'autonomie constants au niveau de 1986), et différence (%) entre les deux distributions

Groupes d'âge	ENSEMBLE SOUTIENS	MÉNAGES FAMILIAUX								MÉNAGES NON FAMILIAUX			
		COUPLES				PARENTS SEULS							
		Sans enfant		Avec enfants		Mères		Pères		Hommes soutiens		Femmes soutiens	
		Total	1 UMM[a]	Total	1 UMM	Total	1 UMM	Total	1 UMM	Total	1 pers.	Total	1 pers.
Distribution des ménages en 1986 (milliers)													
15-24	493,9	136,5	129,1	71,8	68,0	40,1	37,4	1,3	0,4	124,2	74,2	120,0	76,2
25-34	2099,1	433,8	414,4	966,3	917,2	155,7	135,2	14,4	10,1	309,3	228,7	219,6	170,6
35-44	1956,5	178,9	167,4	1261,8	1180,5	182,8	157,2	39,6	30,9	173,6	143,5	119,8	99,2
45-54	1406,8	238,2	217,3	794,3	721,3	113,8	97,9	38,6	29,4	112,3	92,7	109,5	91,9
55-64	1336,7	489,0	450,7	403,8	358,9	84,3	69,9	23,5	18,8	127,7	104,7	208,5	176,0
65-74	1033,0	460,3	436,2	103,2	92,9	41,4	34,9	10,4	8,6	104,6	87,5	313,3	276,6
75+	625,8	203,2	195,4	21,6	19,1	34,3	30,1	7,5	6,3	76,9	65,4	282,4	251,2
Total	8951,9	2139,8	2010,5	3622,8	3357,9	652,4	562,6	135,2	104,5	1028,5	796,6	1373,2	1141,8
Distribution projetée des ménages en 2011 (taux de soutiens et d'autonomie constants, 1986)													
15-24	438,5	122,2	115,6	64,3	60,9	34,9	32,5	1,2	0,3	111,5	66,6	104,4	66,1
25-34	1878,9	387,3	369,8	878,0	833,3	134,8	117,1	13,1	9,2	277,1	205,2	188,6	146,6
35-44	2189,2	198,8	186,1	1417,8	1325,7	202,8	174,4	45,8	35,9	192,6	159,1	131,5	108,8
45-54	2558,6	434,5	396,3	1431,9	1300,2	212,9	183,0	69,7	53,0	203,5	168,0	206,2	173,1
55-64	2325,1	849,1	782,6	701,9	623,9	148,5	123,2	40,8	32,6	221,8	181,9	363,1	306,3
65-74	1614,7	730,6	692,4	165,7	149,2	62,9	53,1	16,4	13,7	165,9	138,7	473,1	417,5
75+	1311,4	408,2	393,4	42,4	37,5	76,1	66,9	16,0	13,5	160,5	136,5	608,2	540,2
Total	12316,4	3130,6	2936,2	4702,1	4330,7	872,8	750,2	202,9	158,3	1332,9	1056,0	2075,0	1758,6
Différence entre les distributions des ménages de 1986 et de 2011 (%)													
15-24	-11,2	-10,4	-10,4	-10,4	-10,5	-13,1	-13,1	-10,0	-10,6	-10,2	-10,2	-13,0	-13,2
25-34	-10,5	-10,7	-10,7	-9,1	-9,1	-13,4	-13,4	-8,7	-8,4	-10,4	-10,3	-14,2	-14,1
35-44	11,9	11,1	11,2	12,4	12,3	10,9	10,9	15,4	16,1	11,0	10,9	9,8	9,6
45-54	81,9	82,4	82,4	80,3	80,3	87,0	87,0	80,4	80,1	81,1	81,2	88,3	88,3
55-64	73,9	73,6	73,6	73,8	73,8	76,2	76,2	73,8	73,7	73,7	73,7	74,1	74,0
65-74	56,3	58,7	58,7	60,6	60,6	52,2	52,2	58,6	58,7	58,6	58,6	51,0	51,0
75+	109,6	100,9	101,3	96,6	96,8	121,9	122,5	113,3	114,9	108,9	108,8	115,4	115,1
Total	37,6	46,3	46,0	29,8	29,0	33,8	33,4	50,0	51,5	29,6	32,6	51,1	54,0

Source : Recensement du Canada, 1986, fichier de microdonnées à grande diffusion.
a. Ménages simples (comprenant une seule UMM).

principalement due à son expansion dans les groupes d'âge de 45 ans et plus, où les taux de soutiens atteignent déjà leur sommet. Le nombre de soutiens de 75 ans et plus connaît une augmentation de plus du double entre 1986 et 2011. La croissance globale serait même supérieure sans la chute de plus de 10 % du nombre de ménages qui touche les moins de 35 ans. L'impact de cette dernière diminution est cependant atténué par le fait que les taux de soutiens sont au plus bas à ces âges : on ne sentira pleinement les répercussions de cette évolution de la structure par âge que dans les années ultérieures. Globalement, ce sont les femmes soutiens de ménages non familiaux et les pères seuls qui enregistrent la plus forte hausse du nombre de ménages : plus de 50 %. Mais les couples sans enfant devraient jouir d'une progression presque aussi forte. L'accroissement est plus lent dans le cas des couples avec enfants, des mères seules et des hommes hors famille : quelque 30 % entre 1986 et 2011.

Le deuxième scénario, où il y a évolution des taux de soutiens et des taux d'autonomie entre 1971 et 1986, illustre comment la distribution des ménages liée à la structure par âge projetée de la population pourrait se ressentir de l'évolution des comportements résidentiels. Il débouche sur une augmentation de l'ensemble des ménages encore plus considérable que dans le premier scénario, pouvant atteindre 43,1 % (tableau 5). Ce résultat est largement dû au fait que c'est dans les groupes où la croissance de la population est la plus forte que les taux de soutiens ont flambé le plus. Les moins de 35 ans sont les seuls à connaître une évolution différente; dans leur cas, l'effet du déclin de la population sur le nombre de ménages est presque annulé par la croissance des taux de soutiens. Chez les 15-24 ans, on constate un renversement de tendance : au lieu du déclin de 11,2 % des ménages prévu par le premier scénario, ce groupe connaîtrait une augmentation de 0,4 % si l'évolution 1971-1986 des taux de soutiens se poursuivait jusqu'en 2011. Ce sont évidemment les types de ménages où les taux de soutiens croissent le plus, soit les individus hors famille des deux sexes, qui présentent les plus fortes hausses.

L'ascension plus marquée des taux d'autonomie durant la période 1971-1986 transparaît dans ce deuxième scénario, où la croissance des ménages simples dépasse celle de l'ensemble des ménages. Le mouvement des UMM vers l'autonomie résidentielle est particulièrement perceptible chez les jeunes ménages. Dans la catégorie U1, la progression des personnes vivant seules est deux fois plus forte que celle des soutiens chez les

TABLEAU 5 — Projection des ménages canadiens jusqu'en 2011 à l'aide des taux de soutiens et d'autonomie extrapolés pour 1971-1986, et différence (%) par rapport à la distribution des ménages observée en 1986

Groupes d'âge	ENSEMBLE SOUTIENS	MÉNAGES FAMILIAUX								MÉNAGES NON FAMILIAUX			
		COUPLES				PARENTS SEULS							
		Sans enfant		Avec enfants		Mères		Pères		Hommes soutiens		Femmes soutiens	
		Total	1 UMM [a]	Total	1 UMM	Total	1 UMM	Total	1 UMM	Total	1 pers.	Total	1 pers.
Distribution des ménages projetée pour 2011 (milliers)													
15-24	495,9	124,8	118,6	64,6	62,7	38,7	37,7	0,6	0,4	140,8	92,1	126,3	90,1
25-34	1968,8	393,0	382,8	873,4	855,6	140,5	126,7	12,0	10,6	325,4	269,8	224,6	190,2
35-44	2245,9	201,1	195,4	1413,4	1362,4	207,3	186,7	46,5	42,8	223,2	200,9	154,5	135,7
45-54	2608,4	436,6	411,9	1424,1	1332,9	213,2	194,2	69,8	57,5	231,5	208,6	233,1	210,8
55-64	2387,4	851,6	814,9	694,2	629,9	146,1	126,0	41,2	36,4	249,7	222,3	404,6	363,9
65-74	1686,5	735,3	718,2	165,3	151,2	61,8	54,7	16,7	14,2	185,6	168,5	522,0	494,2
75+	1417,8	411,2	408,7	42,4	38,3	77,3	71,2	14,8	12,7	185,4	166,0	686,6	640,4
Total	12810,7	3153,5	3050,4	4677,4	4433,0	884,9	797,2	201,6	174,5	1541,6	1328,4	2351,7	2125,3
Différence entre les distributions des ménages de 1986 et de 2011 (%)													
15-24	0,4	-8,5	-8,1	-10,0	-7,8	-3,6	0,8	-50,6	13,0	13,4	24,2	5,2	18,2
25-34	-6,2	-9,4	-7,6	-9,6	-6,7	-9,8	-6,3	-16,4	4,6	5,2	18,0	2,2	11,5
35-44	14,8	12,4	16,7	12,0	15,4	13,4	18,8	17,3	38,4	28,6	40,0	29,0	36,8
45-54	85,4	83,3	89,6	79,3	84,8	87,3	98,4	80,5	95,3	106,1	125,0	112,9	129,3
55-64	78,6	74,1	80,8	71,9	75,5	73,4	80,1	75,7	93,8	95,6	112,3	94,0	106,8
65-74	63,3	59,7	64,6	60,1	62,8	49,4	56,9	60,8	64,2	77,5	92,7	66,6	78,7
75+	126,6	102,3	109,2	96,6	100,8	125,5	136,8	98,3	102,9	141,3	154,1	143,1	155,0
Total	43,1	47,4	51,7	29,1	32,0	35,6	41,7	49,1	67,1	49,9	66,8	71,3	86,1

a. Ménages simples (comprenant une seule UMM).

jeunes hommes, trois fois plus forte chez les jeunes femmes. En outre, selon ce scénario, on verra à la fois diminuer le nombre de parents seuls qui sont soutiens et augmenter le nombre de ceux qui forment un ménage autonome.

De toute évidence, le choix des meilleures hypothèses est l'opération primordiale d'une entreprise de projection. Dans ce cas-ci, c'est la période 1971-1986 qui a servi à établir les taux de soutiens et les taux d'autonomie à venir. La hausse de ces derniers, combinée à la structure de la population projetée pour 2011, produit un taux d'augmentation des ménages qui surpasse de loin la croissance projetée de la population. Toutefois, l'évolution 1971-1986 des comportements résidentiels ne correspond pas à la réalité des années 1980, comme le révèlent les microdonnées de recensement publiées récemment pour 1991. Entre 1981 et 1991, les taux de soutiens ont crû beaucoup moins vite, et ils ont même diminué pour tous les ménages de moins de 35 ans, sauf dans le cas des parents seuls. Chez les 15-24 ans, par exemple, les taux de soutiens ont reculé de 7 % pour les jeunes couples, et de 24 % et de 18 % respectivement pour les femmes et les hommes de la catégorie U1. On ne dispose pour le moment que de très peu de données détaillées sur les taux d'autonomie, mais il semble qu'ils soient également en baisse pour la plupart des types de ménages.

Afin de juger de l'effet de ces changements sur la distribution des ménages, nous avons extrapolé les taux à l'an 2011 selon l'évolution observée entre 1981 et 1991, et nous les avons appliqués à la population de base utilisée pour les deux scénarios précédents. Le nombre total de ménages obtenu (tableau 6) est très semblable aux nombres prévus par le premier scénario, où les taux de soutiens sont constants au niveau de 1986. Il n'en va pas tout à fait de même pour la distribution par âge. La diminution du nombre de ménages chez les moins de 35 ans prévue par le premier scénario est aggravée par la chute des taux de soutiens à ces âges, de sorte que l'on obtient respectivement 26,8 % et 16,9 % moins de soutiens de 15-24 ans et de 25-34 ans qu'en 1986. Le déclin qui frappe les jeunes ménages est néanmoins compensé par la croissance enregistrée chez les soutiens plus âgés, en particulier dans le groupe des 75 ans et plus, qui est le seul où les taux de soutiens ont crû plus vite entre 1981 et 1991 qu'entre 1971 et 1986.

Peut-être le changement qui frappe le plus dans ces trois scénarios est-il le vieillissement de la distribution des ménages. En 1986, plus de 50 % des ménages avaient un soutien

TABLEAU 6 — Distribution des ménages projetée à l'aide des taux de soutiens extrapolés pour 1981-1991, par sexe et groupe d'âge [a] du soutien, Canada, 2011, et changement en pourcentage par rapport à 1986

Groupes d'âge	Ensemble soutiens	Ménages familiaux				Ménages non familiaux	
		Couples		Parents seuls			
		Sans enfant	Avec enfant	Mères	Pères	Hommes soutiens	Femmes soutiens
Nombre de ménages (milliers)							
15-24	361,5	107,1	54,5	40,0	2,5	86,3	71,1
25-34	1744,3	362,8	854,1	138,1	13,6	232,4	143,2
35-44	2199,4	194,6	1411,7	207,8	44,2	196,0	145,0
45-54	2607,5	429,9	1428,0	217,6	68,2	230,9	232,9
55-64	2370,3	839,4	701,6	147,1	40,0	247,5	394,6
65-74	1672,0	735,9	163,3	59,3	16,5	176,7	520,4
75+	1442,6	414,0	39,9	71,3	16,1	196,4	704,9
TOTAL	12397,5	3083,7	4653,1	881,3	201,2	1366,2	2212,1
Changement par rapport à 1986 (%)							
15-24	-26,8	-21,5	-24,1	-0,3	90,3	-30,5	-40,8
25-34	-16,9	-16,4	-11,6	-11,3	-4,9	-24,9	-34,8
35-44	12,4	8,8	11,9	13,7	11,6	12,9	21,0
45-54	85,3	80,5	79,8	91,2	76,6	105,5	112,7
55-64	77,3	71,7	73,8	74,6	70,7	93,8	89,3
65-74	61,9	59,9	58,2	43,4	58,9	69,0	66,1
75+	130,5	103,7	84,9	108,1	115,6	155,5	149,6
Total	38,5	44,1	28,4	35,1	48,8	32,8	61,1

Source : calculs effectués à partir de microdonnées des recensements canadiens de 1981 et de 1991.
a. Pour les unités comprenant un couple, l'âge est celui du partenaire masculin.

de moins de 45 ans. Or tous les scénarios prévoient pour 2011 une chute sensible de cette proportion, qui passerait à quelque 36,6 % selon les deux premiers, et à 34,7 % si les taux de soutiens poursuivaient l'évolution observée entre 1981 et 1991. La principale cause de cette situation est bien sûr le vieillissement de la population, mais les comportements résidentiels accentueront la tendance si les taux de soutiens continuent de grimper plus rapidement parmi la population plus âgée que chez les jeunes.

CONCLUSION

L'intérêt de cette approche à deux volets tient au fait qu'en combinant les taux d'autonomie et les taux de soutiens, elle permet de capter de façon plus nuancée les mécanismes qui sous-tendent les choix résidentiels que si les taux de chefs étaient utilisés seuls. Les taux de soutiens sont systématiquement plus élevés que les taux d'autonomie, et les uns et les autres ne pourraient coïncider qu'en atteignant 100 %, c'est-à-dire si tous les ménages étaient simples. Dans un tel cas, la distribution des UMM serait identique à celle des ménages. La constante perte de terrain de la propension des individus et des familles à partager le logement au cours des années 1970 a pu un temps laisser présager une situation de cette sorte, mais l'on s'est rendu compte par la suite qu'une conjoncture économique moins favorable pouvait relancer la formation de ménages complexes.

La croissance des taux d'autonomie suppose celle des taux de soutiens, en particulier dans le cas des ménages non familiaux, mais la relation n'est pas toujours directe. Si l'on prend l'exemple des ménages multifamiliaux, on s'aperçoit que la plupart comprennent deux générations de la même famille; cette solution, généralement temporaire, est censée durer seulement jusqu'à ce que le couple le plus jeune soit à même de former à son tour un ménage indépendant. En période de récession, toutefois, on conçoit que les jeunes familles puissent être plus nombreuses à partager le logement du ménage parental. Ce changement de comportement se traduirait par une baisse du taux d'autonomie de chacun des deux groupes; par contre, les taux de soutiens diminueraient dans les UMM constituées de jeunes familles, mais resteraient inchangés dans les UMM des parents.

À cause de son caractère statique, la méthode de projection des ménages dite «des taux de chefs» finira par céder la place à une méthode permettant de modéliser le caractère dynamique du processus de formation des ménages : c'est une simple question de temps. Cependant, les problèmes de modélisation et le manque d'information sur de nombreux événements qui font partie de ce processus risquent fort de retarder l'échéance. Tant qu'il en sera ainsi, il vaudra la peine de chercher, aussi bien que des techniques susceptibles de prendre le relais de l'approche traditionnelle, des moyens de rajeunir et d'améliorer celle-ci. Tels étaient les deux objectifs, contradictoires sans doute, poursuivis dans cet article.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

AKKERMAN, Abraham, 1980. «On the Relationship between Household Composition and Population Age Distribution», *Population Studies*, 34 : 525-534.

AKKERMAN, Abraham, 1985. «The Household-Composition Matrix as a Notion in Multiregional Forecasting of Population and Households», *Environment and Planning*, 17 : 355-372.

AQUILINO, William S., 1990. «The Likelihood of Parent-Adult Child Coresidence: Effects of Family Structure and Parental Characteristics», *Journal of Marriage and the Family*, 52 : 405-419.

BONGAARTS, John, 1981. «Simulation of the Family Life Cycle», dans INTERNATIONAL UNION FOR THE SCIENTIFIC STUDY OF POPULATION. *International Population Conference, Manila, 1981.* Liège, Belgique, IUSSP, vol. 3 : 399-414.

BONGAARTS, John, 1987. «The Projection of Family Composition over the Life Course with Family Status Life Tables», dans J. BONGAARTS, T. K. BURCH et K. WACHTER, éd. *Family Demography: Methods and their Application.* Oxford, Oxford University Press : 189-212.

BROUWER, J., 1988. «Application of Household Models in Housing Policy», dans N. KEILMAN, A. KUIJSTEN et A. VOSSEN, éd. *Modelling Household Formation and Dissolution.* Oxford, Clarendon Press : 225-240.

BUCK, Nicholas, et Jacqueline SCOTT, 1993. «She's Leaving Home: But Why? An Analysis of Young People Leaving the Parental Home», *Journal of Marriage and the Family*, 55 : 863-874.

DUCHÊNE, Josiane, 1987. «Les familles monoparentales et recomposées. Quelles données pour une mesure de leur incidence ?», dans F. PRIOUX, éd. *La Famille dans les pays*

développés. Permanences et changements. Actes du séminaire organisé par l'UIESP (Vaucresson). INED : 115-129.

ERMISCH, John F., et Elizabeth OVERTON, 1985. «Minimal Household Units: A New Approach to the Analysis of Household Formation», *Population Studies*, 39 : 33-54.

GALLER, H. 1988. «Microsimulation of Household Formation and Dissolution», dans N. KEILMAN, A. KUIJSTEN et A. VOSSEN, éd. *Modelling Household Formation and Dissolution.* Oxford, Clarendon Press : 135-159.

GOLDSCHEIDER, Frances, et Calvin GOLDSCHEIDER, 1993. «Whose Nest? A Two-Generational View of Leaving Home During the 1980s», *Journal of Marriage and the Family*, 55 : 851-862.

HEIDA, H., et H. GORDIJN, 1985. «Het PRIMOS huishoudensmodel: Analyse en prognose van de huishoudensontwikkeling in Nederland» (The PRIMOS Household Model: Analysis and Forecasts of Household Trends in the Netherlands) (Ministerie van Volkshuisvesting, Ruimtelijke Ordening en Milieubeheer, the Hague).

HOLMBERG, Ingvar, 1987. «Household Change and Housing Needs: A Forecasting Model», dans J. BONGAARTS, T. K. BURCH et K. WACHTER, éd. *Family Demography: Methods and their Application.* Oxford, Oxford University Press : 327-342.

KEILMAN, Nico, 1988. «Dynamic Household Models», dans N. KEILMAN, A. KUIJSTEN et A. VOSSEN, éd. *Modelling Household Formation and Dissolution.* Oxford, Clarendon Press : 123-138.

KIERNAN, Kathleen, 1986. «Leaving Home: Living Arrangements of Young People in Six West-European Countries», *Journal of Marriage and the Family*, 2 : 177-184.

KONO, Shigemi, 1981. «Further Contrivances on Methods of Household Projections with Special Attention to Size and Social Development Planning», dans INTERNATIONAL UNION FOR THE SCIENTIFIC STUDY OF POPULATION. *International Population Conference, Manila, 1981.* Liège, Belgique, IUSSP, vol. 3 : 485-501.

KONO, Shigemi, 1987. «The Headship Rate Method for Projecting Households», dans J. BONGAARTS, T. K. BURCH et K. WACHTER, éd. *Family Demography: Methods and their Application.* Oxford, Oxford University Press : 287-308.

KUIJSTEN, Anton, 1986. *Advances in Family Demography.* La Haye et Bruxelles, NIDI et CBGS.

LEDENT, Jacques, Yves PÉRON et Denis MORISSETTE, 1987. *Dossier de recherche relatif à l'élaboration d'un modèle de projection des ménages et des familles.* Bureau de la statistique du Québec.

LEDENT, Jacques, 1992. *Vers des perspectives de familles/ménages sur la base d'un modèle de type multidimensionnel.* Rapport d'étude remis à Santé et Bien-être Canada.

LINKE, Wilfried, 1988. «The Headship Rate Approach in Modelling Households: The Case of the Federal Republic of Germany», dans N. KEILMAN, A. KUIJSTEN et A. VOSSEN, éd. *Modelling Household Formation and Dissolution.* Oxford, Clarendon Press : 108-122.

LOUVOT, Claude, 1988. *Projection du nombre de ménages à l'horizon 2010.* Série M, No 129. Paris, INSEE (Institut national de la statistique et des études économiques).

MURPHY, M., O. SULLIVAN et A. BROWN, 1988. «Sources of Data for Modelling Household Change with Special Reference to the OPCS 1% Longitudinal Study», dans N. KEILMAN, A. KUIJSTEN et A. VOSSEN, éd. *Modelling Household Formation and Dissolution.* Oxford, Clarendon Press : 56-66.

NELISSEN, J. H. M., et Ad P. VOSSEN, 1988. «Applying a Microsimulation Model to Project the Future Structure of Families and Households», Communication préparée pour le colloque de l'IIASA, Hongrie, octobre.

NELISSEN, J. H. M., et Ad P. VOSSEN, 1989. «Projecting Household Dynamics: A Scenario-Based Microsimulation Approach», *European Journal of Population,* 5 : 253-279.

PÉRON, Yves, Évelyne LAPIERRE-ADAMCYK et Denis MORISSETTE, 1986. «Départ des enfants et contraction des familles d'après les recensements canadiens de 1971 et 1981», *European Journal of Population,* 2 : 155-175.

PITKIN, John R., et George S. MASNICK, 1987. «The Relationship between Heads and Non-heads in the Household Population: An Extension of the Headships Rate Method», dans J. BONGAARTS, T. K. BURCH et K. WACHTER, éd. *Family Demography: Methods and their Application.* Oxford, Oxford University Press : 309-326.

RALLU, Jean-Louis, 1986. «Projection des familles aux 1.1.1990 et 1.1. 1995», *Population,* 41 : 511-532.

ROUSSEL, Louis, 1988. «Projection des ménages et des familles : un état de la question», *Actes du colloque de l'IIASA, Hongrie, octobre.*

ROWE, Geoff, 1994. *The CEPHID Model: Canada's Elderly. Projecting Health, Income and Demography.* Ottawa, Statistique Canada, Social and Economic Studies Division, Draft CEPHID Documentation.

SANTI, Lawrence, 1988. «The Demographic Context of Recent Change in the Structure of American Households», *Demography,* 4 : 509-519.

SCHOEN, Robert, 1975. «Constructing Increment-Decrement Life Tables», *Demography,* 12 : 313-324.

STATISTIQUE CANADA, 1987. *1986 Census Dictionary.* Ottawa, no 91-520E au catalogue.

STATISTIQUE CANADA, 1990. *Projections of Households and Families for Canada, Provinces and Territories, 1989-2011.* Ottawa, no 91-522 au catalogue, hors-série.

STATISTIQUE CANADA, 1990a. *Population Projections for Canada, Provinces and Territories, 1989-2011.* Ottawa, no 91-520 au catalogue, hors-série.

WACHTER, Kenneth W., 1987. «Microsimulation of Household Cycles», dans J. BONGAARTS, T. K. BURCH et K. WACHTER, éd. *Family Demography: Methods and their Application.* Oxford, Oxford University Press : 327-342.

WARD, Russel, John LOGAN et Glenna SPITZE, 1992. «The Influence of Parent and Child Needs on Coresidence in Middle and Later Life», *Journal of Marriage and the Family,* 54 : 209-221.

WILLEKENS, Frans J., et Paul DREWE 1984. «A Multiregional Model for Regional Demographic Projection», dans H. ter HEIDE et F. J. WILLEKENS, éd. *Demographic Research and Spatial Policy.* Londres, Academic Press : 309-336.

RÉSUMÉ — SUMMARY — RESUMEN

JUBY Heather — LE MÉNAGE ET SES UNITÉS MINIMALES : ILLUSTRATION D'UN MODÈLE DE PROJECTION À L'AIDE DE DONNÉES CANADIENNES

La projection des ménages par la méthode des taux de chefs a le défaut de ne rien nous apprendre sur la composition des ménages; par contre, d'autres modèles qui projettent la population en fonction des types d'appartenance à un ménage ne permettent pas encore de tirer de cette distribution une estimation des ménages. La démarche proposée ici consiste à essayer de résoudre ces difficultés en combinant un indicateur de la composition des ménages et un indicateur de la dimension «chefs de ménage». Cette méthode, qui peut être considérée comme une adaptation de la méthode des taux de chefs, devrait idéalement constituer la deuxième étape de l'application d'un modèle représentant plus fidèlement le processus de formation des ménages.

JUBY Heather — FROM MINIMAL HOUSEHOLD UNITS TO HOUSEHOLD PROJECTIONS: AN APPLICATION TO CANADIAN DATA.

The headship rate method for household projections has been criticised for its silence concerning household composition, while alternative models have yet to resolve how to estimate households from the distribution of individuals by household status projected by their models. By combining an indicator of household composition with an indicator of headship, the method proposed here attempts to remedy these problems. The application to Canadian households could be viewed as an adaptation of the headship rate method, but would ideally serve as the second step of a model more representative of the household formation process.

JUBY Heather — FAMILIA Y UNIDADES MÍNIMAS: ILUSTRACIÓN DE UN MODELO DE PROYECCIÓN POR MEDIO DE DATOS CANADIENSES

Puede reprocharse a la proyección de las familias por el método de las tasas de jefes de familia, su silencio en cuanto a la composición de las familias, mientras que otros modelos de proyección de población en función de los tipos de pertenencia a una familia no definen aún la manera de hacer una estimación de las familias. Proponemos aquí intentar de resolver estas dificultades al combinar un indicador de la composición de las familias y un indicador "jefes de familia". Este método podría considerarse como una adaptación del método de las tasas de jefes de familia, y podría idealmente servir de segunda etapa de la aplicación de un modelo más representativo del proceso de formación de las familias.