

Le départ des enfants du foyer parental au Canada YOUNG ADULTS' DEPARTURE FROM THE PARENTAL HOME IN CANADA

Pascale Beaupré et Céline Le Bourdais

Volume 30, numéro 1, printemps 2001

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/010298ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/010298ar>

[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

Beaupré, P. & Le Bourdais, C. (2001). Le départ des enfants du foyer parental au Canada. *Cahiers québécois de démographie*, 30(1), 29–62.
<https://doi.org/10.7202/010298ar>

Résumé de l'article

Cette étude porte sur l'évolution de l'intensité et du calendrier du départ des jeunes adultes du foyer parental au Canada, et sur les facteurs associés aux variations du rythme de départ. Les comportements des hommes et des femmes des générations nées entre 1926 et 1980 sont analysés séparément par la méthode de l'analyse des transitions, à partir des données de l'Enquête sociale générale (ESG) sur la famille réalisée par Statistique Canada en 1995.

Le départ des enfants du foyer parental au Canada

Pascale BEAUPRÉ et Céline LE BOURDAIS *

Cette étude porte sur l'évolution de l'intensité et du calendrier du départ des jeunes adultes du foyer parental au Canada, et sur les facteurs associés aux variations du rythme de départ. Les comportements des hommes et des femmes des générations nées entre 1926 et 1980 sont analysés séparément par la méthode de l'analyse des transitions, à partir des données de l'Enquête sociale générale (ESG) sur la famille réalisée par Statistique Canada en 1995. English abstract at the end of the article.

Dans les pays occidentaux contemporains, le départ du foyer parental est l'un des événements les plus courants du cycle de la vie familiale. Cette transition, que la plupart des gens effectuent à un moment ou l'autre de leur vie, marque le passage de l'adolescence à l'âge adulte et elle est un pas vers l'acquisition de l'autonomie financière et résidentielle. Dans ce sens, le départ du foyer parental revêt une valeur symbolique qui dépasse largement le seul changement de résidence. C'est pourquoi il constitue un objet privilégié d'étude en démographie de la famille.

Bien que la quasi-totalité des individus finissent par quitter le foyer parental, cette transition n'est pas vécue au même rythme ni de la même façon par tous. Certains partent à un âge précoce, d'autres plus tardivement; certains vont poursuivre leurs études, d'autres fonder une famille. Le comportement des jeunes est bien sûr influencé par un ensemble de facteurs

* Pascale Beaupré : Statistique Canada; Céline Le Bourdais : Centre interuniversitaire d'études démographiques et Institut national de la recherche scientifique (INRS)-Urbanisation, culture et société. Ce texte est tiré du mémoire de maîtrise en démographie de Pascale Beaupré (1999), et il a fait l'objet d'une communication au colloque « Études des transitions et trajectoires en démographie », dans le cadre du 68^e Congrès de l'ACFAS tenu à Montréal en mai 2000. La recherche a bénéficié de l'appui financier du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada et du Conseil québécois de la recherche sociale.

— familiaux, socio-économiques et culturels — dont l'effet peut varier en fonction, par exemple, de l'évolution de l'environnement familial ou de la situation du marché du travail.

Dans un premier temps, cet article vise à mieux connaître les changements qui ont été observés en regard de l'intensité et du calendrier du départ du foyer parental des jeunes adultes des générations canadiennes nées entre 1926 et 1980. Dans un deuxième temps, nous chercherons à cerner les facteurs associés aux variations observées dans le rythme de départ des jeunes. Dans les deux cas, nous analyserons séparément le comportement des hommes et des femmes, car leur rythme de départ et les motifs qu'ils invoquent pour poser ce geste ne sont pas les mêmes. L'analyse est menée à partir des données de l'Enquête sociale générale (ESG) sur la famille réalisée par Statistique Canada en 1995, et s'appuie sur une application de la méthode de l'analyse des transitions.

LE DÉPART DU FOYER PARENTAL : BREF TOUR D'HORIZON

Le départ du foyer parental est associé au concept de « transition vers l'âge adulte » (Rose et al., 1998; Baanders, 1996; White, 1994). Les jeunes décident de ne plus vivre chez leurs parents et mettent fin à la période de corésidence avec ces derniers. Ce départ concrétise le passage de l'adolescence à l'âge adulte, l'acquisition de l'autonomie résidentielle constituant, aux yeux de plusieurs auteurs, une condition de l'accession à une vie indépendante (Baizàn Munoz, 1998; Lehrhapt, 1992; Hill et Hill, 1976).

Le départ du domicile des parents est un processus complexe qui peut s'étaler sur une période plus ou moins longue (Buck et Scott, 1993; Thornton et al., 1993). Il est souvent lié à d'autres événements du cycle de vie, comme la formation d'un couple, la poursuite des études ou l'insertion professionnelle. Ces événements peuvent coïncider dans le temps ou se succéder sans suivre d'ordre particulier (Galland, 1985). D'éventuels allers-retours entre le domicile parental et le logement indépendant viennent ajouter à la complexité du phénomène.

Depuis cent ans, le calendrier et les circonstances du départ du foyer parental ont beaucoup changé. La plupart des jeunes adultes nés pendant la première moitié du XX^e siècle quittaient la résidence d'origine lorsque le temps était venu de se marier et de fonder une famille. Dans les années qui ont

suivi la Seconde Guerre mondiale, l'âge au départ des jeunes a décliné à mesure que l'âge au mariage baissait. Depuis les années 1980, on assisterait toutefois à un renversement de cette tendance : les jeunes sont plus nombreux à habiter sous le toit parental et ils le quittent plus tardivement que par le passé (Boyd et Norris, 1998; Murphy et Wang, 1998; Young, 1996; Zhao et al., 1995; Ravanera et al., 1994).

À l'aide des données des recensements de 1981 à 1996, Boyd et Norris (1999) ont montré que les Canadiens dans la vingtaine voire la trentaine étaient proportionnellement plus nombreux à habiter avec leurs parents en 1996 que lors des recensements précédents. Les deux auteurs constatent une augmentation du pourcentage de jeunes adultes vivant chez leurs parents : en 1996, 23 % des jeunes femmes âgées de 20 ans à 34 ans partageaient la résidence parentale comparativement à 16 % en 1981. Au cours de la même période, le pourcentage des jeunes hommes du même âge habitant toujours sous le toit parental a également augmenté, passant de 26 % à 33 %. Boyd et Norris précisent qu'en 1981, le quart des jeunes adultes célibataires vivant chez leurs parents étaient âgés de 25 ans et plus; quinze ans plus tard, au recensement de 1996, cette proportion était passée à 33 % chez les femmes et à 40 % chez les hommes.

Selon Gee et al. (1995), l'évolution récente découlerait d'abord d'une augmentation de l'âge des jeunes au départ du foyer parental. Par la suite, des mouvements de retour de plus en plus répandus auraient contribué à élever le pourcentage et l'âge des enfants présents au domicile de leurs parents. Malgré son importance croissante, le phénomène des retours reste mal connu. Quelques recherches ont montré que la proportion des jeunes qui regagnent le foyer parental au moins une fois n'est pas négligeable, et que le premier départ est plus précoce pour ceux qui effectuent un retour (Young, 1987, 1996).

Plusieurs études ont tenté de cerner les facteurs ou les caractéristiques individuelles qui influencent la décision de rester au foyer parental, de le quitter, ou d'y revenir le cas échéant. Les nombreux facteurs recensés dans la littérature peuvent être regroupés en trois grandes catégories : les caractéristiques relatives à la situation familiale; les facteurs socio-économiques, reliés aux conditions d'accès à l'emploi; et les caractéristiques culturelles, qui renvoient à des valeurs et des pratiques particulières. Nous avons retenu certains facteurs pertinents dans le contexte canadien.

Les caractéristiques relatives à la situation familiale

Au Canada, les données permettant d'examiner l'effet que l'environnement familial exerce sur la propension des jeunes à quitter le foyer parental sont passablement récentes. Les quelques études menées à ce jour montrent que les changements familiaux et l'instabilité conjugale des parents influencent le rythme des départs des jeunes adultes, surtout lorsqu'un beau-parent s'est ajouté à leur famille (Zhao et al., 1995). Ainsi, le fait d'être soumis à une vie familiale instable, c'est-à-dire de connaître des modifications du cadre familial au cours de l'enfance, amènerait les jeunes à quitter plus précocement le domicile de leurs parents (White et Petersen, 1995; Goldscheider et Goldscheider, 1994; Aquilino, 1991). Par contre, le décès de l'un des parents retarderait le départ du foyer d'origine, la plupart des jeunes adultes étant portés à y rester plus longtemps afin d'aider le parent survivant (Boyd et Norris, 1995; Lapierre-Adamcyk et al., 1995).

La taille de la famille au sein de laquelle les jeunes ont grandi semble aussi liée au calendrier de départ du foyer parental. Les auteurs signalent que les enfants de familles nombreuses peuvent éprouver un sentiment d'encombrement (Ravanera et al., 1994; Buck et Scott, 1993) et se sentir en concurrence avec leurs frères et sœurs pour l'accès aux ressources familiales, comme l'intimité, le temps parental, le soutien émotionnel, les biens et services matériels (Buck et Scott, 1993; Avery et al., 1992). Par conséquent, les jeunes adultes semblent quitter le toit parental d'autant plus tôt que la taille de la famille est grande.

Les caractéristiques culturelles

Les caractéristiques culturelles (par exemple, la région de naissance de la mère) renvoient à des normes et à des valeurs distinctes qui risquent d'influencer le rythme du départ de la résidence parentale (Aquilino, 1990). À ce chapitre, Lapierre-Adamcyk et al. (1995) ont montré que les jeunes adultes dont la mère est issue d'un pays en développement ont un risque de quitter le foyer d'origine beaucoup plus faible que ceux dont la mère vient d'un pays développé. La forte cohésion familiale au sein de ces familles immigrantes aurait pour effet de proroger le départ du domicile parental des jeunes.

Au Canada, le calendrier de départ des jeunes paraît également lié à la langue parlée ou à la province de résidence.

Boyd et Pryor (1989) ont montré que la proportion de jeunes adultes résidant toujours au foyer parental était plus élevée parmi ceux qui déclarent le grec, l'italien, le portugais ou le chinois comme langue maternelle. D'autres travaux ont mis en évidence le maintien prolongé au domicile parental des jeunes résidant au Québec et en Ontario (Ravanera et al., 1994; Mitchell et al., 1989). Selon Lapierre-Adamcyk et al. (1995), le fait de parler l'anglais et de résider dans une province anglophone accroîtrait les chances des jeunes de quitter le foyer parental.

Les facteurs socio-économiques

Les facteurs qui reflètent la situation économique générale paraissent également liés au rythme de départ des jeunes adultes. Certaines études ont tenté de mesurer, à l'aide de la scolarité ou du revenu, les liens entre les caractéristiques socio-économiques des enfants et des familles et la proportion de jeunes habitant chez leurs parents (Ravanera et al., 1994; Avery et al., 1992). Cependant, la scolarité est souvent la seule variable retenue dans les études visant à évaluer l'effet du statut socio-économique sur la propension des jeunes à quitter le foyer parental, étant donné la quasi-impossibilité de recueillir rétrospectivement des informations précises sur les revenus, dont le niveau est appelé à varier de manière importante au cours de la vie des individus.

Au fil des générations, on a observé un accroissement considérable de la durée des études et de la fréquentation universitaire ainsi qu'une augmentation des taux de chômage (Boyd et Norris, 1999; Yi et al., 1994). Résultat de l'allongement de la scolarité, la phase d'insertion sur le marché du travail à la fin des études s'en trouverait allongée, et le départ des jeunes adultes du domicile parental retardé (Rose et al., 1998). On devrait donc s'attendre à ce que les jeunes adultes qui ont fini leurs études partent plus rapidement du foyer d'origine que ceux qui ne les ont pas encore terminées, tout comme d'ailleurs les jeunes occupant un emploi régulier et qui sont ainsi en mesure d'assurer leur subsistance. Enfin, si l'on interprète le niveau de scolarité atteint comme une mesure du milieu socio-économique d'origine, on peut supposer, à l'instar d'autres auteurs, que les jeunes qui ont poursuivi des études avancées seront plus enclins à partir du foyer parental (Desplanques, 1994; Glick et Lin, 1986; Goldscheider et Da Vanzo, 1985).

STRATÉGIE DE RECHERCHE

Les données

Nos données proviennent du cycle 10 de l'Enquête sociale générale (ESG) sur la famille menée par Statistique Canada de janvier à décembre 1995. L'ESG recueille des données sur l'évolution des tendances sociales et aborde divers thèmes, comme la famille et l'emploi du temps. Les répondants rejoints par l'ESG de 1995 ont été interviewés par téléphone et choisis principalement par la méthode d'échantillonnage de composition téléphonique au hasard. La population visée par l'enquête comprend toutes les personnes âgées de 15 ans et plus vivant dans les dix provinces canadiennes. Les pensionnaires à temps plein d'un établissement institutionnel ainsi que les habitants du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest sont exclus de la population cible. Un échantillon supplémentaire de 1250 répondants parrainés par la province de Québec a été ajouté et réparti également entre mai et décembre 1995. L'échantillon total est constitué de 10 749 répondants, dont 4835 hommes et 5914 femmes.

Dans le but de minimiser les problèmes de représentativité et de mémoire, nous avons exclu de l'analyse les répondants âgés de 70 ans et plus. L'analyse porte donc, au départ, sur 9716 répondants (4866 hommes et 4850 femmes) qui étaient âgés de 15 à 69 ans (nés entre 1926 et 1980) lorsqu'ils ont été rejoints par l'ESG.

La variable dépendante : le premier départ du foyer parental

L'ESG a recueilli des informations rétrospectives sur les départs du foyer parental et les retours au foyer effectués par les répondants. Nous disposons d'une information riche sur les moments auxquels les jeunes adultes canadiens rejoints par l'enquête ont quitté la résidence parentale. À partir de ces informations, nous avons pu établir le rythme de départ du foyer parental, et créer ainsi la variable dépendante de nos analyses.

Les questions qui ont permis de cerner l'âge au premier départ sont les suivantes. Aux répondants qui n'habitaient pas avec l'un de leurs parents au moment de l'enquête et qui ont déclaré n'avoir quitté le foyer d'origine qu'une seule fois, on a demandé :

En quel mois et en quelle année avez-vous quitté pour la dernière fois le domicile familial pour mener une vie indépendante ?

Aux répondants qui sont partis plus d'une fois, on a posé en plus la question suivante, qui permet de cerner d'éventuels mouvements d'aller-retour :

En quel mois et en quelle année avez-vous quitté pour la première fois le domicile familial pour mener une vie indépendante ?

Aux répondants qui vivaient chez au moins un de leurs parents au moment de l'enquête, on a demandé s'il en avait toujours été ainsi. En cas de réponse affirmative, il s'agissait de répondants qui n'ont jamais quitté le foyer parental. À ceux qui ont répondu par la négative, les deux mêmes questions sur le moment du départ (âge au premier et au dernier départ, le cas échéant) ont été posées. On leur demandait ensuite de préciser le moment de leur plus récent retour à la résidence parentale (voir l'annexe 1) ¹.

Les questions sur les départs du foyer parental ne comportaient aucune indication quant au temps à passer à l'extérieur du foyer parental pour que le déplacement soit considéré comme un véritable départ. L'ESG de 1995 n'a malheureusement recueilli aucune information à ce sujet. Mis à part l'étude américaine de Goldscheider et al. (1993), on trouve très peu de critères dans la littérature pour définir ce qu'on entend par premier départ. Un déplacement impliquant un changement de résidence de courte durée pourra donc être ou non considéré comme un départ de la résidence des parents, selon l'interprétation qu'en ont faite les répondants. Faute de critères, c'est sur l'ensemble des premiers départs rapportés par les répondants que portent nos analyses.

Pour pallier les imprécisions des données et avoir une définition opérationnelle de l'âge au premier départ, nous avons fixé arbitrairement un intervalle d'âge pour notre analyse : ne sont pris en considération que les premiers départs survenus entre le 14^e et le 30^e anniversaire. Tout départ effectué avant la

¹ En suivant le cheminement du questionnaire, on se rend compte que la question sur les retours n'a été posée qu'aux répondants qui habitaient chez leurs parents au moment de l'enquête et qui étaient déjà partis dans le passé; en cas de retours multiples, on ne connaît cependant pas le moment du premier retour, mais seulement celui du dernier. L'information sur les retours n'a donc été recueillie que pour un petit nombre de cas et, même alors, elle n'est pas toujours comparable puisqu'elle ne porte pas nécessairement sur le premier retour. Pour ces raisons, nous avons dû abandonner l'étude des retours.

limite inférieure d'âge risque d'être lié à des circonstances qui ne font pas partie de la transition vers la vie adulte et de ne pas être lié à la volonté des jeunes d'acquérir leur indépendance résidentielle. En ce qui a trait à la limite supérieure, qui peut varier selon le contexte étudié, nous avons retenu le 30^e anniversaire puisque la plupart des jeunes adultes ont effectué un premier départ avant cet âge. Compte tenu des cas exclus en raison de données manquantes ou du fait que le premier départ a eu lieu avant 14 ans, l'échantillon retenu pour notre analyse est de 8795 répondants (voir l'annexe 1).

Méthodes d'analyse

Le phénomène du départ sera analysé en deux étapes. La première permettra de mesurer et de caractériser, par la méthode des tables d'extinction, les variations du rythme de départ des jeunes. La seconde, qui s'appuie sur la méthode de l'analyse des transitions, vise à cerner les facteurs qui les amènent à quitter plus rapidement le foyer parental.

La construction des tables d'extinction s'inspire largement de la méthode proposée par Burch et Madan (1986). Cette méthode, adaptée aux données rétrospectives, permet d'établir la probabilité qu'ont les répondants de quitter le domicile de leurs parents en rapportant le nombre de ceux qui vivent l'événement à un âge donné à celui des répondants qui sont toujours exposés au risque de le vivre, c'est-à-dire ceux qui n'ont pas encore quitté le foyer parental et qui sont toujours sous observation. Le nombre d'individus exposés au risque de connaître une transition est réévalué à chaque âge et il exclut les cas tronqués au fur et à mesure qu'ils surgissent.

La principale difficulté liée à l'établissement des tables d'extinction réside dans la définition des troncatures. Les cas tronqués correspondent à un manque d'information sur une partie du récit biographique. Au moment de l'enquête, un certain nombre de répondants n'avaient pas encore atteint l'âge de 30 ans et vivaient toujours chez leurs parents. Ces cas ne doivent pas être exclus de l'analyse², mais plutôt être laissés

² Le fait de les exclure conduirait à une surestimation des quotients de départ puisqu'on laisserait de côté les longues durées de séjour chez les parents. Par ailleurs, l'inclusion des cas tronqués repose sur l'hypothèse d'indépendance entre le phénomène des départs et la fin de l'observation. En d'autres termes, nous supposons que les individus disparus de l'échantillon se comporteront à peu près de la même façon que ceux que l'on continue d'observer.

dans le groupe à risque jusqu'au moment où leur histoire s'arrête, soit lorsqu'ils ont été rejoints par l'enquête. Sont également considérés comme des cas tronqués les répondants qui vivaient toujours dans la résidence parentale lorsque leur dernier parent survivant est décédé s'ils avaient alors entre 14 ans et 30 ans. Certains de ces répondants déclarent avoir quitté la résidence parentale après le décès du dernier parent survivant mais, strictement, ils ne risquaient plus de quitter leurs parents après cette date. Dans ce cas, l'âge à la troncature correspond à l'âge du répondant lors du décès du dernier parent survivant. Enfin, les individus âgés de 30 ans et plus qui n'avaient toujours pas quitté le foyer parental au moment de l'enquête, de même que ceux qui étaient partis ou dont le deuxième parent était décédé après qu'ils eurent atteint leur 30^e anniversaire, sont tronqués à partir de 30 ans. Autrement dit, pour ces individus, l'analyse s'arrête à 30 ans.

Les tables d'extinction ont été calculées séparément selon le sexe et la génération à l'aide du logiciel SPSS³. Les générations ont été réunies en groupes quinquennaux, allant des générations 1926-1930 à 1976-1980.

Les tables d'extinction permettent de décrire l'intensité et le calendrier du départ des jeunes, mais non de cerner les principaux facteurs qui leur sont associés. Pour ce faire, nous allons recourir à l'analyse des transitions⁴, qui combine la table d'extinction et l'analyse des régressions. Cette technique permet d'estimer de façon simultanée l'effet net de plusieurs facteurs sur les chances des répondants de vivre la transition étudiée (Allison, 1984). La variable dépendante que l'on cherche à prédire en fonction d'une série de variables explicatives est la probabilité conditionnelle (ou le risque instantané) qu'ont les individus de quitter le foyer parental.

Pour mesurer l'effet des différentes variables indépendantes sur le risque instantané de transition, on utilise la régression semi-paramétrique à risques proportionnels. Cette régression est estimée par la méthode de la vraisemblance partielle. Introduits par Cox (1972), les modèles semi-paramétriques représentent le taux instantané de transition de la façon suivante :

$$h(t) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_{1j}) \times \exp(\beta_j z_j(t))$$

³ Statistical Package for Social Sciences, version 6.1.3, décembre 1995.

⁴ Aussi appelée « histoire des événements » ou « analyse des biographies » dans la littérature francophone.

Dans cette équation, le risque $h(t)$ de quitter le foyer parental auquel sont soumis les jeunes adultes se décompose en deux parties. La première composante $h_0(t)$ est une fonction dont la forme n'est pas précisée, que l'on nomme quotient instantané de base. La seconde composante, formée d'un vecteur, estime et mesure les effets de l'ensemble des variables indépendantes qui modifient le quotient instantané de base, et les paramètres β représentent les coefficients de régression associés à chacune de ces variables.

La plupart des variables indépendantes ont une valeur fixe (l'année de naissance des répondants, par exemple). D'autres prennent une valeur qui peut changer au fil de l'observation (le moment où survient le décès d'un parent, par exemple)⁵. À l'exception de la taille de la famille, qui est mesurée de façon continue, les variables indépendantes sont incorporées dans le modèle sous une forme polydichotomique (variables « dummies »), et l'effet de chacune des catégories retenues s'interprète en fonction d'une catégorie de référence (omise de l'équation). Les coefficients de régression sont présentés dans les tableaux sous leur forme exponentielle : un coefficient supérieur à 1 indique que la variable augmente le risque de quitter le domicile familial, tandis qu'un coefficient inférieur à 1 indique qu'elle le diminue. L'effet s'interprète de la même façon pour les variables dont la valeur peut changer dans le temps que pour celles dont la valeur est fixe.

Les variables indépendantes

Les variables indépendantes incluses dans l'analyse sont regroupées en trois groupes : les caractéristiques relatives à la situation familiale, les caractéristiques culturelles et les facteurs socio-économiques.

Caractéristiques relatives à la famille

— *Taille de la famille.* La taille de la famille a été établie par simple addition du répondant au nombre total de frères et de sœurs avec lesquels il a grandi (biologiques, adoptifs ou par alliance : tous les types de fratries sont compris).

— *Décès d'un parent.* Lors de l'enquête, on a demandé aux répondants si leurs parents étaient toujours en vie. Si l'un de

⁵ x_i représente l'ensemble des variables indépendantes qui ont une valeur fixe, et $z_j(t)$ celles dont la valeur peut changer au cours de l'observation.

leurs parents était décédé, on leur a demandé leur âge au moment du décès. La variable tenant compte du décès des parents est une variable dichotomique dont la valeur peut changer dans le temps. Elle prend la valeur de 0 lorsque les deux parents sont en vie et la valeur de 1 à partir du moment où le premier parent décède.

— *Environnement familial.* Pour la première fois au Canada, l'ESG de 1995 a recueilli des données sur l'environnement familial des répondants au cours de leur jeunesse ⁶. Nous avons voulu rendre compte à la fois de la situation familiale des répondants au moment de leur naissance (famille monoparentale, biparentale ou autre) et des changements qu'ils ont connus par la suite. À partir de l'examen des informations recueillies, nous avons défini six catégories ⁷ :

- 1) famille biparentale stable (aucun changement);
- 2) famille biparentale avec un changement du cadre familial;
- 3) famille biparentale avec deux changements ou plus du cadre familial;
- 4) famille monoparentale stable (aucun changement);
- 5) famille monoparentale avec au moins un changement du cadre familial;
- 6) autre situation familiale.

La première catégorie comprend les répondants qui sont nés et ont grandi dans une famille biparentale (formée des deux parents biologiques ou adoptifs) stable, et la quatrième regroupe ceux qui sont nés et ont grandi en famille monoparentale. La catégorie « famille biparentale avec un changement du cadre familial » inclut les individus issus d'une famille biparen-

⁶ L'interprétation du terme « jeunesse » a été laissée à la subjectivité des répondants. La distribution des fréquences montre que lors du dernier changement qu'ils ont rapporté, ils avaient entre 15 ans et 24 ans. À cause de cette imprécision, il nous faut signaler le caractère très exploratoire de cette variable.

⁷ L'enquête cernait un maximum de trois modifications du cadre familial. Si les répondants déclaraient avoir connu une modification de leur cadre familial, ils devaient préciser le type de changement parmi la liste proposée par l'ESG. Cependant, les catégories proposées mêlaient deux types de changements : les transformations familiales dues aux comportements des parents (séparation, décès, recombinaison familiale) et les transformations liées à la situation résidentielle des répondants au cours de leur jeunesse (le fait d'habiter avec la mère, le père ou une autre personne). Cela a rendu difficile l'établissement de notre typologie (pour plus de détails, voir Beaupré, 1999).

tale qui ont subi la séparation parentale ou le décès d'un parent mais qui n'ont pas connu d'autre modification de leur cadre familial, alors que la catégorie suivante englobe ceux qui ont vécu la remise en union de l'un ou l'autre des parents. Enfin, la catégorie « autre situation familiale » comprend tous les autres types de situation familiale, y compris le fait de vivre avec d'autres personnes apparentées (grands-parents, tantes) ou en foyer nourricier.

Caractéristiques culturelles

— *Région de naissance de la mère.* Pour approcher l'identité culturelle des répondants, nous avons retenu la région de naissance de la mère. Quatre catégories⁸ sont distinguées : les répondants dont la mère est née 1) au Canada, 2) ailleurs en Amérique du Nord, 3) en Europe, ou 4) dans un pays en développement.

— *Langue et région de résidence.* Nous aurions souhaité tenir compte de l'effet de l'origine ethnique sur le calendrier de départ des jeunes adultes. Malheureusement, l'ESG de 1995 n'a posé aucune question sur ce sujet. À défaut de renseignements sur l'origine ethnique, nous avons créé une variable qui combine les informations recueillies sur la langue maternelle et sur la langue parlée à la maison. Cette variable comporte quatre catégories : 1) anglais seulement : les répondants qui ont donné l'anglais comme réponse aux deux questions sur la langue; 2) français seulement : les répondants qui ont donné le français comme réponse aux deux questions sur la langue; 3) bilingue : les individus ayant déclaré les deux langues officielles pour chaque question, ou le français pour une question et l'anglais pour l'autre, ou une des deux langues pour une question et les deux pour l'autre; 4) autre langue : les répondants ayant déclaré une langue autre que l'anglais ou le français pour les deux questions sur la langue, ou pour l'une des deux questions.

⁸ Le choix des catégories a été dicté à la fois par le regroupement des pays effectué par Statistique Canada lors de la production du fichier de micro-données et par la taille des effectifs compris dans chaque catégorie. L'Océanie et quelques cas manquants sont classés avec les autres pays d'Amérique du Nord; les pays en développement sont les pays de l'Asie, de l'Afrique, de l'Amérique du sud et de l'Amérique centrale. Nous sommes conscientes du caractère très hétérogène de cette dernière catégorie. Ces regroupements ne sont pas sans faille, mais il nous a paru opportun d'inclure quand même cette variable dans l'analyse.

Afin de tenir compte de la possibilité que les groupes linguistiques aient des comportements différents selon qu'ils vivent au Québec ou ailleurs au Canada, nous avons créé une variable d'interaction qui combine le groupe linguistique et la région de résidence⁹. Cette variable d'interaction cherche à voir, par exemple, si les francophones qui résident au Québec se distinguent de ceux qui habitent ailleurs au Canada dans leur propension à quitter le foyer parental. Les catégories retenues sont les suivantes :

- 1) reste du Canada, langue anglaise;
- 2) reste du Canada, langue française;
- 3) reste du Canada, langues anglaise et française;
- 4) reste du Canada, langue autre;
- 5) Québec, langue anglaise;
- 6) Québec, langue française;
- 7) Québec, langues anglaise et française;
- 8) Québec, langue autre.

Facteurs socio-économiques

— *Niveau de scolarité atteint et statut d'études.* L'ESG de 1995 a recueilli des informations sur le niveau de scolarité atteint par les répondants au moment de l'enquête. Cette variable ne mesure donc pas le niveau d'instruction atteint par les répondants lorsqu'ils risquaient de quitter le foyer. Pour cela, il aurait fallu disposer de la trajectoire scolaire complète des répondants. Cependant, au-delà d'un certain âge¹⁰, le niveau d'instruction des individus peut être utilisé comme mesure de leur statut socio-économique. Les catégories retenues sont les suivantes : 1) études universitaires (fréquentation partielle ou diplôme acquis); 2) études post-secondaires (fréquentation partielle ou diplôme acquis); 3) diplôme d'études secondaires; 4) moins qu'un diplôme d'études secondaires.

L'ESG de 1995 a également demandé aux répondants à quel âge ils ont terminé leurs études. À partir de cette information, on peut mettre le fait que les répondants sont toujours ou non aux études en rapport avec leur propension à quitter le foyer parental. Comme pour le décès des parents, la valeur de

⁹ On notera que l'information recueillie se rapporte à la région de résidence au moment de l'enquête et non à l'endroit habité au moment du départ.

¹⁰ L'analyse des transitions exclut les répondants âgés de 15 ans à 19 ans; ce groupe d'âge comprend sans doute un nombre important de répondants qui étaient encore aux études au moment de l'enquête.

cette variable dichotomique peut changer dans le temps. Elle est de 0 jusqu'au moment où les individus déclarent avoir terminé leurs études, de 1 ensuite ¹¹.

— *L'insertion sur le marché de l'emploi.* L'ESG de 1995 contient des informations sur l'âge des individus au début de leur premier emploi régulier, soit l'âge qu'ils avaient lorsqu'ils ont, pour la première fois, « occupé un emploi ou exploité une entreprise de façon continue, c'est-à-dire à plein temps ou à temps partiel pendant au moins six mois », n'étant pas aux études à temps plein. L'insertion en emploi est une variable dichotomique dont la valeur peut changer dans le temps. Elle prend la valeur de 0 jusqu'au début du premier emploi régulier, puis la valeur de 1.

ÉVOLUTION DE L'INTENSITÉ ET DU CALENDRIER DES PREMIERS DÉPARTS DU FOYER D'ORIGINE CHEZ LES JEUNES CANADIENS

Les figures 1a et 1b présentent les probabilités cumulées de départ par âge pour certaines générations d'hommes et de femmes nées entre 1926 et 1980. Tirées des tables d'extinction, ces probabilités font ressortir les différences dans l'intensité et le rythme de départ des hommes et des femmes et reflètent les changements qui se sont produits au fil des générations.

Du côté des hommes d'abord, on constate que les générations intermédiaires (1941-1945 et 1951-1955) ont connu un rythme de départ rapide et une intensité élevée comparativement aux générations qui les entourent. On remarque ensuite le retard considérable qu'accusent les promotions les plus récentes (1971-1975 et 1976-1980) dans leur propension à quitter le foyer parental. Ces générations (surtout celles de 1976-1980) reportent leur départ du foyer d'origine plus que ne l'ont fait les cohortes les plus anciennes, qui ont atteint l'âge de 15 ans au cours de la Seconde Guerre mondiale et dont le calendrier était pourtant passablement tardif.

Le rythme de départ avant l'âge de 18 ans est comparable dans les générations anciennes et intermédiaires. Mais au-delà

¹¹ Malheureusement, l'ESG de 1995 n'a pas recueilli d'information sur l'ensemble de la trajectoire scolaire des répondants. Certains peuvent avoir repris leurs études après les avoir interrompues une première fois. Les résultats sur le statut d'études doivent donc être interprétés avec prudence.

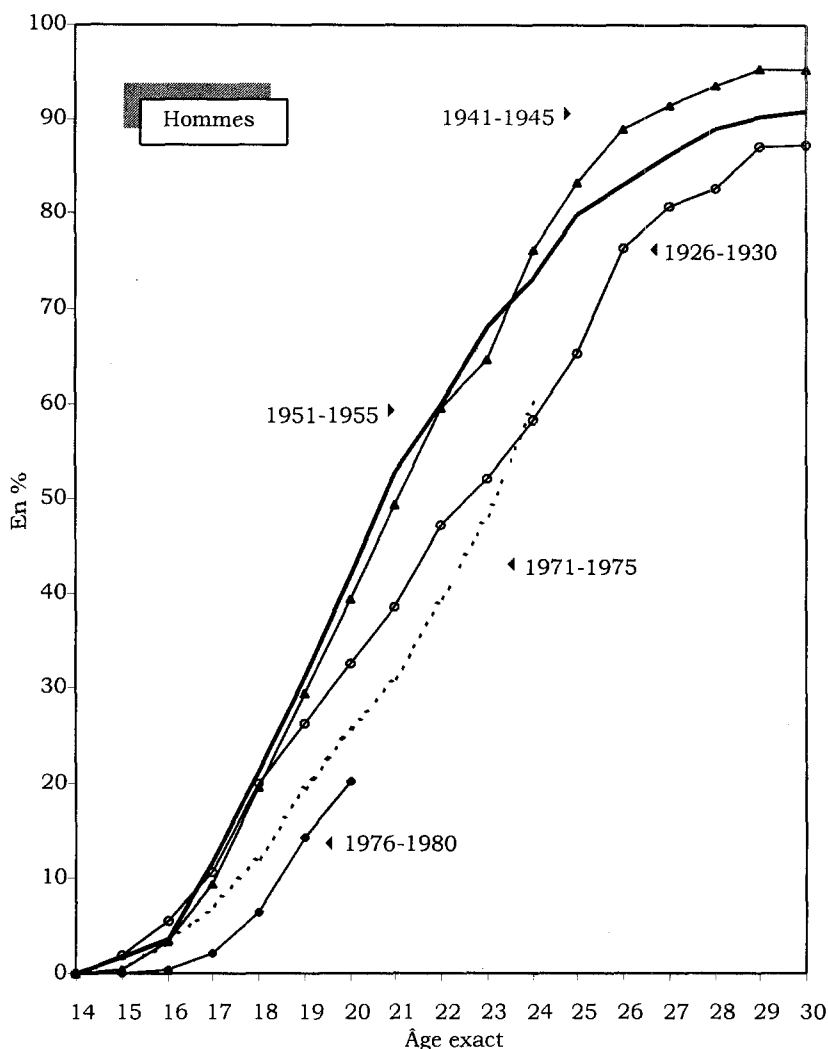


FIGURE 1a — Pourcentage cumulé des premiers départs selon l'âge pour certaines générations, Canada, ESG 1995 : hommes

de cet âge, les calendriers de départ divergent : en plus d'être moins nombreuses à quitter le domicile parental, les générations plus anciennes sont parties à un âge plus élevé que celles qui les ont suivies. Dans les plus jeunes promotions, on observe relativement peu de départs avant le 17^e anniversaire, ce qui tient sans doute à l'allongement de la scolarité. Après avoir connu un rythme de départ assez lent, les générations de 1971-1975 effectuent par la suite un rattrapage qui pourrait les amener à retrouver, voire à dépasser, les générations plus

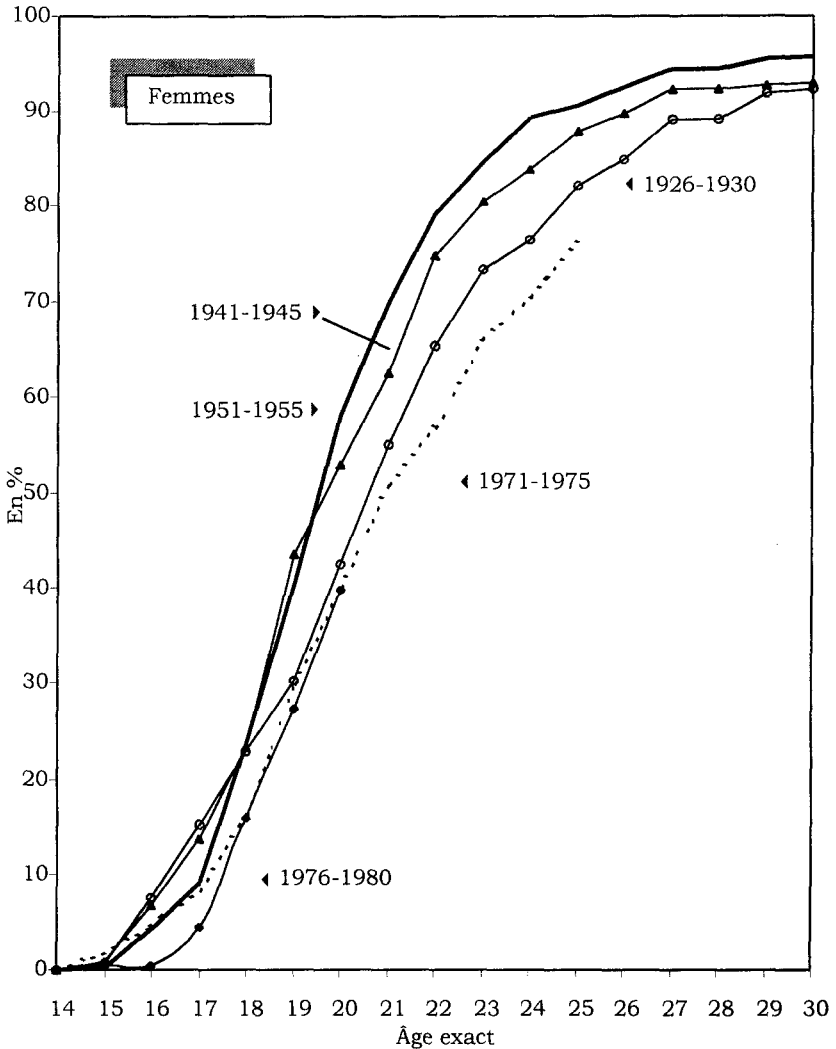


FIGURE 1b — Pourcentage cumulé des premiers départs selon l'âge pour certaines générations, Canada, ESG 1995 : femmes

anciennes dans le pourcentage cumulé d'individus qui auront quitté le domicile de leurs parents avant d'atteindre 30 ans.

Comme les hommes, les femmes des générations les plus récentes partent plus tardivement que celles des cohortes les plus anciennes, mais l'évolution observée au fil des générations est moins nette. Les courbes des cohortes de 1926-1930 et de 1941-1945 croisent celle des cohortes de 1951-1955 autour de l'âge de 18 ans. À partir de cet âge, le calendrier de départ des générations intermédiaires (1941-1945 et 1951-1955) se rap-

proche et devient nettement plus rapide que celui des promotions plus anciennes. Toutefois, ce sont les générations de 1951-1955 qui sont parties le plus tôt et dans le plus grand nombre. Elles sont suivies des cohortes de 1941-1945 et de 1926-1930, dont l'intensité de départ à l'âge de 30 ans est comparable. À partir de 18 ans, le rythme de départ des générations de 1976-1980 est très semblable à celui des générations de 1971-1975. Ces dernières ont un calendrier très proche de celui des générations nées avant 1940 jusque vers l'âge de 20 ans, âge à partir duquel les promotions plus anciennes deviennent plus nombreuses à quitter le domicile des parents.

Lorsqu'on compare les probabilités cumulées de départ des hommes et des femmes, on constate que les courbes des femmes suivent des évolutions plus rapprochées et que les probabilités cumulées de partir tendent à se rejoindre vers l'âge de 30 ans. Par ailleurs, la pente des courbes est plus accentuée chez les femmes, ce qui signifie qu'elles partent à l'intérieur d'un intervalle d'âge plus restreint, qui se situe entre 17 ans et 22 ans, alors que le phénomène des départs est plus étalé du côté masculin. Le calendrier de départ des femmes est beaucoup plus précoce que celui des hommes, surtout dans les générations les plus anciennes (1926-1930) et les plus récentes (1971-1975 et 1976-1980). Enfin, contrairement à ce qui se passe chez les hommes, ce sont les générations féminines nées entre 1951 et 1955 qui présentent la plus forte probabilité cumulée de quitter le domicile des parents avant l'âge de 30 ans.

La figure 2 illustre, pour l'ensemble des générations étudiées, l'évolution de l'âge médian et de l'âge au premier et au troisième quartiles. L'âge médian représente l'âge auquel la moitié des individus d'une génération ont quitté le foyer parental, et l'âge au premier quartile l'âge auquel le quart d'entre eux l'ont fait. La forme en « U » des courbes révèle d'abord une baisse de l'âge au départ des générations anciennes aux générations intermédiaires, suivie d'une augmentation qui se manifeste clairement à partir des cohortes de 1961-1965.

À travers les générations, on constate que l'âge médian des hommes au premier départ a connu une diminution légère et graduelle. Il oscille autour de 21 ans des générations de 1931-1935 à celles de 1956-1960 (exception faite de la faible augmentation observée dans les générations de 1936-1940). À partir des générations suivantes, il augmente progressivement pour atteindre un peu plus de 23 ans dans les cohortes nées en 1971-1975, et il dépasse alors nettement celui des généra-

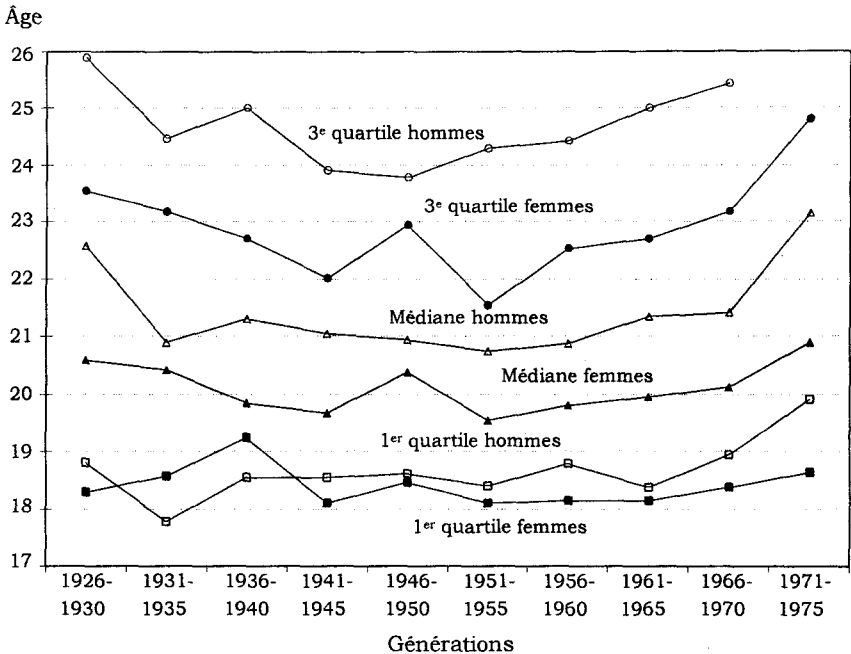


FIGURE 2 — Âge médian et âge au premier et au troisième quartiles au moment du premier départ du foyer parental parmi les générations de 1926 à 1980, Canada, ESG 1995

tions les plus anciennes. Chez les femmes, l'évolution est semblable à celle qu'on observe chez les hommes. Exception faite des générations de 1946-1950, l'âge médian diminue de façon continue pour toucher un plancher d'environ 19,5 ans dans les cohortes nées au début des années 1950; il se met à croître par la suite et atteint 21 ans dans les générations de 1971-1975.

L'âge au premier quartile connaît aussi quelques variations au fil des générations. Du côté masculin, il augmente d'un peu plus d'un an des générations les plus anciennes aux promotions de 1971-1975, passant d'environ 19 ans à 20 ans; chez les femmes, les variations sont moins accentuées.

L'âge au troisième quartile est celui qui a le plus fluctué à travers les générations. Chez les hommes, l'âge auquel 75 % des jeunes ont quitté le foyer parental augmente régulièrement depuis le plancher atteint par les générations de 1946-1950. Il semble bien que cet âge dépassera 26 ans chez les jeunes hommes nés au début des années 1970, dont plus du quart habitaient encore au domicile de leurs parents lorsqu'ils ont été rejoints par l'ESG de 1995. L'âge au troisième quartile sera donc vraisemblablement plus élevé dans cette génération qu'il

ne l'a été dans celle de leurs grands-pères nés en 1926-1930. Chez les femmes, la hausse de l'âge au troisième quartile s'est engagée plus tardivement que chez les hommes, mais la progression est très nette : les trois quarts des femmes nées en 1951-1955 avaient déjà quitté le foyer parental autour de 21,5 ans, alors que ce pourcentage n'est atteint qu'à près de 25 ans dans les générations de 1971-1975.

La comparaison des courbes montre que l'écart (d'environ deux ans) séparant les sexes, non seulement se maintient, mais semble s'agrandir dans les cohortes les plus récentes. Même si elles se croisent à deux reprises, les courbes de l'âge au premier quartile s'éloignent au point qu'on a l'impression que la courbe de l'âge au premier quartile des hommes rejoindra celle de l'âge médian des femmes. Il en est de même pour l'âge médian des hommes, qui tend à se rapprocher de l'âge au troisième quartile des femmes.

LES FACTEURS ASSOCIÉS AUX PREMIERS DÉPARTS

Nous allons maintenant examiner l'effet des facteurs familiaux, culturels et socio-économiques associés aux variations observées dans le calendrier des premiers départs, en faisant ressortir les différences entre les hommes et les femmes. Pour cela, nous utilisons la méthode de l'analyse des transitions décrite précédemment.

L'analyse a été menée par étapes. Autrement dit, nous avons d'abord introduit les variables familiales dans le modèle de Cox, l'une après l'autre et simultanément, afin de dégager l'effet brut et l'effet net de chacune d'entre elles; nous avons ajouté ensuite les variables culturelles et, en dernier lieu, les variables économiques. Par souci de concision, nous avons choisi de ne présenter ici que les résultats des analyses globales menées pour chaque bloc de variables (tableaux 1 et 2). Chacune des analyses par bloc comporte deux séries de modèles (a et b). Le premier tient compte du décès de l'un ou l'autre des parents, tandis que le second prend en considération l'environnement familial dans lequel les jeunes ont grandi. Aucun modèle de régression n'insère simultanément ces deux variables, étant donné qu'elles contiennent des informations redondantes (les deux intègrent des renseignements sur le décès des parents). Enfin, deux modèles alternatifs (les modèles 3 et 4) ont été testés du côté des variables socio-économiques,

le moment de l'insertion en emploi et celui de la fin des études étant, par définition, étroitement corrélés¹².

Par ailleurs, dans la section précédente, l'examen des probabilités cumulées de départ du foyer parental a montré que les courbes se croisaient autour du 18^e anniversaire de naissance des jeunes adultes (voir les figures 1a et 1b). Ce croisement des courbes laisse supposer que la différence des risques de départ entre les générations est vraisemblablement non proportionnelle (Laplante, 1999). Pour éviter de rompre le postulat de proportionnalité inhérent au modèle de Cox, nous avons stratifié l'analyse des risques de départ du foyer parental en fonction des générations. Le fait de stratifier par génération signifie que l'on admet que les quotients instantanés de base ne sont pas nécessairement proportionnels d'une génération à l'autre, mais que les variables indépendantes prises en compte dans l'analyse exercent le même effet sur chacune des fonctions de base associées aux générations. Cependant, le recours à la stratification par génération fait en sorte que l'on ne peut mesurer l'effet net de cette caractéristique sur le risque de départ des jeunes.

La stratification a été effectuée à partir des groupes décennaux de générations. Celles-ci ont été regroupées en cinq catégories décennales (hormis la première, qui regroupe les générations de 1926-1940); ont été exclues de l'analyse les générations postérieures à 1975, c'est-à-dire les répondants âgés de 15-19 ans, dont l'histoire des premiers départs du foyer parental était encore peu avancée lorsqu'ils ont été interviewés en 1995.

Le tableau 1 présente les coefficients des divers modèles appliqués à l'étude du premier départ des jeunes hommes. Contrairement à ce à quoi l'on s'attendait, le fait de voir l'un ou l'autre de ses parents décéder accroît les chances des jeunes hommes de quitter le toit parental, et ce de façon plus importante lorsque le décès de la mère survient en premier : les jeunes ayant vu leur mère décéder ont environ 30 % plus de chances de quitter la maison que ceux dont la mère est toujours vivante, et ceux dont le père est mort ont 17 % plus de chances de le faire. Le décès de l'un des parents apparaîtrait ainsi comme un facteur qui pousse les jeunes hommes vers l'autonomie. Par ailleurs, la taille de la famille d'origine accroît

¹² Par définition, seuls les répondants ayant travaillé pour une période d'au moins six mois alors qu'ils n'étaient pas aux études à temps plein sont considérés comme ayant occupé un emploi régulier.

TABLEAU 1 — Impact des facteurs familiaux, culturels et socio-économiques sur le rythme de départ des jeunes hommes du foyer parental, Canada, ESG 1995 (coefficients a du modèle semi-paramétrique de Cox stratifié selon la génération)

Variable b	Catégorie	Modèles							
		Incluant le décès des parents		Incluant la situation familiale		Incluant la situation familiale			
		1a c	2a d	3a d	4a d	1b c	2b d	3b d	4b d
Décès de la mère * (non)	Oui	1,30*	1,38*	1,40*	1,30*				
Décès du père * (non)	Oui	1,17*	1,21*	1,21*	1,19*				
Taille de la famille		1,01*	1,02*	1,01*	1,02*	1,01*	1,02*	1,02*	1,03*
Type de famille (biparentale stable)	Biparentale, 1 changement					1,22*	1,22*	1,22*	1,17*
	Biparentale, ≥ 2 changements					1,39*	1,52*	1,49*	1,44*
	Monoparentale stable					1,10*	1,34*	1,36*	1,45*
	Monoparentale, ≥ 1 changement					2,03*	1,72*	1,65*	1,90*
	Autre					2,26*	2,10*	1,97*	2,12*
Région de naissance de la mère (Canada)	Amérique du Nord		1,14*	1,18*	1,21*		1,13*	1,17*	1,21*
	Europe		0,79*	0,80*	0,77*		0,82*	0,82*	0,79*
	Pays en développement		0,46*	0,48*	0,48*		0,47*	0,49*	0,48*
	Reste du Canada, anglais		1,38*	1,38*	1,35*		1,34*	1,35*	1,32*
	Reste du Canada, français		1,11*	1,11*	1,15*		1,11*	1,12*	1,15*
	Reste du Canada, bilingue		1,36*	1,45*	1,34*		1,33*	1,41*	1,32*
	Reste du Canada, autre		1,19*	1,20*	1,26*		1,14*	1,15*	1,21*
	Québec, anglais		1,30*	1,40*	1,23*		1,30*	1,40*	1,23*
	Québec, bilingue		1,15*	1,19*	1,17*		1,16*	1,20*	1,18*
	Québec, autre		1,18*	1,18*	1,22*		1,09*	1,10*	1,14*
Études terminées * (non)	Oui			1,22*				1,21*	
Scolarité du répondant (diplôme secondaire)	Université				1,45*				1,49*
	Post-secondaire				1,26*				1,27*
	< Diplôme secondaire				0,98*				0,98*
Entrée en emploi * (non)	Oui				2,03				2,04

a. Le symbole (*) indique que les coefficients (exp B) sont significatifs au seuil de 0,05.

b. La catégorie de référence est indiquée entre parenthèses.

c. Analyse basée sur 2676 cas (effetif non pondéré); 198 cas sont exclus (information manquante pour au moins une variable indépendante).

d. Analyse basée sur 2505 cas; 369 cas sont exclus (valeur manquante).

e. Variable dont la valeur peut changer dans le temps.

le rythme de départ des jeunes hommes : chaque sœur ou frère additionnel augmente de 1 % la propension des jeunes à quitter la résidence parentale.

Les coefficients attachés à l'environnement familial, qui opposent les comportements des jeunes hommes ayant grandi en famille « intacte » à ceux des jeunes hommes qui ont connu d'autres situations familiales, sont larges et tous significatifs à un seuil de 0,05 (voir le modèle 1b). Face aux jeunes qui sont nés et ont grandi en famille biparentale intacte, ceux qui ont vu cette famille se rompre par le décès ou la rupture des parents ont de 22 % à 39 % plus de chances de quitter le foyer parental, selon qu'ils ont ou non connu une modification de leur cadre familial par la suite, les jeunes ayant vécu une recombinaison familiale étant plus enclins à partir. De même, les jeunes hommes qui sont nés dans une famille monoparentale ont environ deux fois plus de chances de quitter la résidence familiale lorsqu'ils ont vécu la remise en union de leur parent que lorsqu'ils ont passé toute leur jeunesse en situation de monoparentalité (coefficients de 2,03 et 1,10 respectivement).

Les modèles 2a et 2b mesurent l'effet des variables culturelles, une fois pris en compte les facteurs familiaux. Les résultats vont dans le sens des études antérieures. D'abord, face aux hommes issus d'une mère née au Canada, ceux dont la mère est née dans un pays en développement ont environ 50 % moins de chances de quitter rapidement le foyer parental, et 20 % moins de chances lorsqu'elle est née en Europe. À la suite de Lapierre-Adamcyk et al. (1995), on peut invoquer l'hypothèse d'une plus forte cohésion sociale au sein des familles d'immigration récente ou encore l'existence de conditions économiques modestes qui auraient toutes deux pour effet de retenir plus longtemps les jeunes à la maison.

Par ailleurs, la prise en compte simultanée des langues parlées et de la région de résidence des répondants tend à montrer que la langue française joue un rôle différent au Québec et dans le reste du Canada. Tous les coefficients sont supérieurs à l'unité, indiquant que ce sont les francophones du Québec qui ont les plus faibles chances de quitter la résidence parentale. Le risque instantané de départ est nettement plus élevé chez les anglophones vivant au Québec ou ailleurs au Canada (coefficients de 1,30 et 1,38) et chez les bilingues du reste du Canada (coefficient de 1,36) que chez les francophones du Québec. On peut supposer, à l'instar de Lapierre-Adamcyk et al. (1995), que les frontières semblent plus perméables pour les

jeunes hommes anglophones et bilingues; ils vont étudier et travailler ailleurs au Canada. À cause des barrières linguistiques, les francophones seraient moins mobiles et auraient plus tendance à rester au Québec. Cette interaction entre la province de résidence et la langue capterait donc un double effet, à la fois culturel et économique.

On notera que l'insertion de la variable relative à l'environnement familial (modèle 2b) plutôt que de celles qui sont liées au décès du père ou de la mère modifie relativement peu l'effet des variables culturelles incluses dans l'équation.

Les modèles 3 et 4 cherchent à mesurer l'impact des facteurs socio-économiques lorsqu'on les ajoute aux facteurs familiaux et culturels. Le modèle 3 examine d'abord l'influence que la fin des études exerce sur le moment du départ des jeunes hommes, et le modèle 4 l'effet conjoint du niveau de scolarité et de la prise d'un emploi régulier.

Comme on l'avait supposé, les modèles 3a et 3b montrent que le fait d'avoir terminé leurs études constitue un facteur déterminant du départ des jeunes hommes du foyer parental : les jeunes hommes ayant fini leurs études auraient 22 % plus de chances de quitter la résidence parentale que ceux qui ne les ont pas terminées, une fois isolé l'effet des variables familiales et culturelles.

Par contre, le fait d'avoir occupé un emploi de façon continue (pendant six mois ou plus) semble accroître le rythme de départ des jeunes (coefficient de 2,03), mais cette différence n'est pas significative au plan statistique (modèle 4a). Surprenant à première vue, ce résultat est peut-être lié au fait que la propension à partir des jeunes occupant un emploi a varié en fonction des générations et du contexte économique existant au moment de leur entrée sur le marché du travail.

Par ailleurs, le niveau de scolarité atteint est étroitement associé au rythme du départ des jeunes hommes. Les répondants qui ont poursuivi des études universitaires ou post-secondaires (fréquentation partielle ou diplôme acquis) quittent leur foyer d'origine plus prématurément que ceux qui ont obtenu un diplôme secondaire. En effet, les jeunes ayant fréquenté l'université ont 45 % plus de chances de partir que ceux qui détiennent un diplôme secondaire, et ceux qui ont effectué des études post-secondaires 26 % plus de chances. Ils se distinguent en cela des jeunes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires, qui sont les moins enclins à quitter la résidence de leurs parents. Si l'on interprète le niveau de scolarité atteint

comme une mesure du milieu socio-économique d'origine, ce résultat tendrait à montrer, comme ceux d'autres études, que les jeunes issus de milieux aisés quittent plus rapidement le domicile parental, une fois isolé l'effet de leur entrée plus tardive sur le marché de l'emploi.

Même si les évolutions observées se ressemblent, le comportement des jeunes femmes semble relever d'une dynamique quelque peu différente. Le tableau 2 présente les résultats des analyses menées pour elles. Les coefficients des modèles masculins et féminins ne sont pas directement comparables (les fonctions de transition de base étant différentes dans les deux séries de modèles); nous tenterons néanmoins de faire ressortir les différences entre les deux sexes.

Alors que le décès du père ou de la mère tendait à accélérer le départ des jeunes hommes, l'effet observé chez les femmes varie en fonction du sexe du parent décédé. Ainsi, comme les jeunes hommes, les jeunes femmes dont la mère est morte quittent plus rapidement la résidence parentale que celles dont la mère est toujours vivante; par contre, celles qui ont vu mourir leur père tendent à retarder leur départ, leur risque instantané de partir étant réduit d'environ 25 % (modèle 1a). Conformément à nos attentes, la propension à partir des jeunes femmes croît par ailleurs à mesure que la taille de la famille dans laquelle elles ont grandi augmente.

L'environnement familial que les femmes ont connu au cours de leur jeunesse (modèle 1b) a également un impact très net sur leur calendrier de départ : les femmes nées au sein d'une famille biparentale et ayant connu un changement de leur environnement familial sont moins enclines (coefficient de 0,92) à quitter le foyer d'origine que celles qui ont grandi dans une famille « intacte »; là encore, on peut penser que l'absence du père, à la suite d'une séparation ou d'un décès, tend à retenir plus longuement les jeunes femmes à la maison. Par ailleurs, les jeunes femmes qui sont nées en situation de monoparentalité ont entre deux et deux fois et demie plus de chances de quitter le foyer parental que celles qui sont nées et ont grandi entourées de leurs deux parents.

Lorsqu'on prend en compte les variables culturelles, l'effet associé aux facteurs familiaux est passablement modifié (comparer les modèles 1a et 2a, et 1b et 2b). Par exemple, le coefficient associé au décès de la mère passe de 1,09 à 1,31 lorsque la région de naissance de la mère et la langue et la province de résidence sont prises en compte. Ce résultat laisse croire que

TABLEAU 2 — Impact des facteurs familiaux, culturels et socio-économiques sur le rythme de départ des jeunes femmes du foyer parental, Canada, ESG 1995 (coefficients ^a du modèle semi-paramétrique de Cox stratifié selon la génération)

Variable ^b	Catégorie	Modèles							
		Incluant le décès des parents	Incluant la situation familiale	Incluant la situation familiale	Incluant la situation familiale				
		1a ^c	2a ^d	3a ^d	4a ^d	1b ^c	2b ^d	3b ^d	4b ^d
Décès de la mère ^e (non)	Oui	1,09*	1,31*	1,28*	1,35*	1,03*	1,04*	1,03*	1,04*
Décès du père ^e (non)	Oui	0,76*	0,82*	0,85*	0,80*	0,92*	0,99*	1,01*	0,97*
Taille de la famille		1,03*	1,04*	1,03*	1,04*	1,40*	1,18*	1,23*	1,11*
Type de famille (biparentale stable)	Biparentale, 1 changement					2,42*	2,34*	2,35*	2,37*
	Biparentale, ≥ 2 changements					2,06*	1,50*	1,73*	1,57*
	Monoparentale stable					1,08*	1,10*	1,18*	1,23*
	Autre							1,13*	1,18*
Région de naissance de la mère (Canada)	Amérique du Nord	1,10*	1,13*	1,13*	1,16*			0,71*	0,72*
	Europe	0,71*	0,71*	0,71*	0,72*			0,42	0,44
	Pays en développement	0,41	0,41	0,41	0,43			1,50*	1,51
Province, langue (Québec, français)	Reste du Canada, anglais	1,50*	1,56	1,56	1,51			1,11*	1,16*
	Reste du Canada, français	1,12*	1,19*	1,19*	1,17*			1,56*	1,61*
	Reste du Canada, bilingue	1,54*	1,65*	1,65*	1,60*			1,47*	1,58*
	Reste du Canada, autre	1,47*	1,58*	1,58*	1,63*			1,59*	1,66*
	Québec, anglais	1,56*	1,76*	1,76*	1,63*			1,22*	1,14*
	Québec, bilingue	1,21*	1,17*	1,17*	1,13*			0,90*	0,92*
	Québec, autre	0,91*	0,96*	0,96*	0,92*			1,61	1,61
Études terminées ^e (non)	Oui		1,59						
Scolarité du répondant (diplôme secondaire)	Université								1,16*
	Post-secondaire								1,14*
	< Diplôme secondaire								1,19*
Entrée en emploi ^e (non)	Oui								1,73

a. Le symbole (*) indique que les coefficients (exp B) sont significatifs au seuil de 0,05.

b. La catégorie de référence est indiquée entre parenthèses.

c. Analyse basée sur 3099 cas (effectif non pondéré); 208 cas sont exclus (information manquante pour au moins une variable indépendante).

d. Analyse basée sur 2888 cas; 418 cas sont exclus (valeur manquante).

e. Variable dont la valeur peut changer dans le temps.

les comportements des jeunes femmes à l'égard de leur famille varient en fonction des caractéristiques culturelles de leur milieu d'origine.

Comme les hommes, les femmes dont la mère est originaire de l'Europe ou d'un pays en développement sont moins enclines à quitter le foyer parental que celles dont la mère est née au Canada; seul le coefficient associé à l'Europe est cependant significatif au seuil de 0,05 (modèle 2a). De même, les jeunes femmes dont la mère est née en Amérique du Nord mais en dehors du Canada ont légèrement plus de chances (10 %) de partir.

La prise en compte simultanée de la région de résidence et de la langue fait ressortir des différences marquées dans les comportements des différents groupes linguistiques. Les répondantes bilingues (coefficient de 1,54), anglophones (1,50) et autres (1,47) vivant dans le reste du Canada sont nettement plus enclines à quitter le foyer parental que les Franco-Québécoises, tout comme le sont d'ailleurs les anglophones du Québec (coefficient de 1,56). Seules les résidentes du Québec qui parlent une langue autre que l'anglais ou le français ont un rythme de départ plus faible que les francophones de cette province (coefficient de 0,91).

Le fait d'avoir terminé leurs études contribue à hâter le départ des femmes, mais l'effet de cette variable n'est pas statistiquement significatif (modèle 3a). De même, l'exercice d'un emploi régulier pendant au moins six mois est positivement associé aux chances des femmes de quitter la résidence parentale, mais là encore le coefficient n'est pas significatif au seuil de 0,05 (modèle 4a). Dans les deux cas, les coefficients sont passablement élevés et on peut penser que l'absence de signification statistique est peut-être liée au fait que ces caractéristiques ont exercé une influence différente d'une génération à l'autre.

Le niveau de scolarité atteint influence le rythme du départ des jeunes femmes, mais pas tout à fait de la même façon que celui des jeunes hommes. Les coefficients associés à la scolarité sont tous positifs, indiquant que ce sont les femmes qui ont obtenu un diplôme secondaire qui ont les plus faibles chances de quitter la résidence parentale. Aussi bien les femmes très scolarisées que celles qui n'ont pas terminé leurs études secondaires présentent un risque instantané de départ qui est significativement plus élevé que celui des femmes ne possédant qu'un diplôme d'études secondaires. Les motifs

associés au départ risquent cependant de différer d'un groupe à l'autre, les femmes moins scolarisées étant peut-être plus enclines à partir pour former une union.

Somme toute, l'analyse des facteurs associés au calendrier de départ des jeunes hommes et des jeunes femmes fait ressortir la place centrale que la dimension familiale occupe dans leur vie. Les facteurs familiaux exercent cependant une influence différente pour les uns et les autres et semblent plus étroitement associés aux caractéristiques culturelles du milieu d'origine des jeunes femmes. Les résultats révèlent, par ailleurs, l'importance des facteurs socio-économiques pour le rythme de départ des jeunes hommes.

VUE D'ENSEMBLE ET CONCLUSION

L'acquisition du statut d'adulte implique généralement le passage à travers une séquence d'événements associés au cycle de vie, tels la fin des études, le départ du foyer parental ou l'obtention d'un premier emploi. La signification et le calendrier de ces transitions ont varié à travers le temps. Ainsi, au cours des 50 années qui ont précédé la tenue de l'Enquête sociale générale sur la famille en 1995, la durée des études a augmenté et la phase d'insertion sur le marché du travail s'est allongée. Durant la même période, les générations nées entre 1926 et 1980 ont modifié le calendrier de leur premier départ du foyer parental, mais l'évolution enregistrée n'est pas linéaire. On a d'abord assisté à un rajeunissement de l'âge au départ qui, en gros, s'est poursuivi jusqu'aux générations des années 1950. Par la suite, le rythme de départ des jeunes s'est ralenti, si bien que les jeunes nés au début des années 1970 ont des comportements très proches de ceux qu'ont eus leurs grands-parents quelque 50 ans auparavant. L'évolution observée donne à penser que c'est le comportement des « baby-boomers » plutôt que celui des jeunes d'aujourd'hui qui a été particulier.

On retiendra que l'élévation de l'âge au départ au fil des générations s'est produit plus tôt et de façon plus marquée chez les hommes que chez les femmes. En revanche, le calendrier de départ de ces dernières reste plus précoce et resserré que celui des hommes, la grande majorité des départs féminins survenant entre 17 ans et 22 ans. Enfin, la comparaison des intervalles interquartiles a montré que l'écart entre les sexes se creuse au sein des cohortes plus récentes, les hommes tendant plus que les femmes à repousser leur départ du foyer parental.

Non seulement les hommes et les femmes ont un calendrier de départ un peu différent, mais nos analyses ont montré que les divers facteurs pris en considération n'influencent pas de la même manière le rythme de départ des uns et des autres. Au nombre des facteurs associés à des différences de comportement entre les sexes, on trouve les variables ayant une dimension familiale. Entre autres, le décès du père a pour effet de retarder le départ des femmes alors qu'il tend à précipiter celui des hommes. De même, la dissolution de l'union dans laquelle les jeunes sont nés semblerait diminuer la propension à partir des femmes mais non celle des hommes. Cela n'est pas surprenant étant donné que le soutien familial s'organise habituellement autour des femmes. Par ailleurs, tant chez les hommes que chez les femmes, le rythme de départ des jeunes s'accroît à mesure que la taille de la famille augmente. De même, l'arrivée d'un beau-parent dans la vie des jeunes semble précipiter leur départ de la maison.

Le rôle des variables socio-économiques paraît différencié selon le sexe. Le fait d'avoir terminé leurs études est associé à une propension plus forte des jeunes à quitter la résidence parentale, mais cette différence n'est pas significative chez les femmes. Tant chez les hommes que chez les femmes, le coefficient associé à l'insertion dans un emploi régulier est large et positif, mais non significatif au plan statistique. Par contre, la scolarité exerce une influence beaucoup plus grande sur le moment du départ des hommes que sur celui des femmes. Après le secondaire, l'influence du niveau de scolarité atteint s'exerce dans le même sens pour les deux sexes, les plus instruits étant toujours plus enclins à partir, une fois isolé l'effet de l'insertion en emploi. Tel n'est pas le cas lorsque les répondants n'ont pas terminé leurs études secondaires : les hommes sont moins portés à quitter la résidence parentale s'ils n'ont pas obtenu leur diplôme secondaire, alors que les femmes sont plus enclines à le faire. On peut penser que la différence tient aux comportements distincts des hommes et des femmes en matière de formation d'union.

L'analyse de l'impact des facteurs culturels révèle plus de similitudes que de divergences entre les sexes. La région de naissance de la mère influe sensiblement de la même façon sur les hommes et sur les femmes : les jeunes dont la mère est née en Europe ou dans un pays en développement sont plus enclins à ajourner leur départ du foyer parental que ceux dont la mère est originaire du Canada. Par ailleurs, la prise en

compte à la fois de la région de résidence et des langues parlées a révélé des différences marquées dans les comportements des divers groupes linguistiques. Les jeunes anglophones, bilingues ou allophones qui résident en dehors du Québec quittent plus rapidement le domicile de leurs parents que les Franco-Québécois. On peut supposer que les jeunes qui parlent l'anglais ont accès à un marché du travail plus large que les francophones du Québec, bien souvent cantonnés dans cette province.

En dépit de ses limites incontournables, l'analyse que nous avons menée à partir des données rétrospectives de l'ESG de 1995 fournit des résultats intéressants et significatifs sur une étape importante du passage à l'âge adulte. Elle apporte des précisions sur le report de l'âge au départ dans les générations récentes que laissaient entrevoir les données des derniers recensements. Elle éclaire également les différences entre les jeunes hommes et les jeunes femmes en montrant, par exemple, l'influence prépondérante des facteurs socio-économiques sur le calendrier de départ des premiers et de la dimension familiale sur celui des secondes.

Il faudra toutefois poursuivre les recherches pour résoudre certaines questions restées sans réponse. En particulier, il serait intéressant de reprendre l'analyse des départs du foyer parental à partir des données de l'ESG de 1995 en distinguant, cette fois, les « destinations » des jeunes adultes (occuper un emploi ou se mettre en union). Cela permettrait de vérifier si les facteurs étudiés influencent les jeunes de façon différente lorsqu'ils partent pour des motifs différents. Il serait également intéressant de mesurer l'ampleur croissante des mouvements d'aller-retour des jeunes entre le foyer familial et un logement indépendant, phénomène que les données de recensement laissent entrevoir mais qui reste mal connu faute de données. Pour cela, il faudra attendre l'Enquête sociale générale sur la famille de 2001. Enfin, étant donné que les étapes menant à l'âge adulte deviennent de plus en plus floues, il serait important d'établir des critères pour définir les départs et en fixer la durée, afin de caractériser de façon plus précise les étapes de l'acquisition d'une autonomie résidentielle complète.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALLISON, Paul. 1984. *Event History Analysis. Regression for Longitudinal Event Data*. Series : Quantitative Applications in the Social Sciences, no 46, Beverly Hills, Sage Publications, 85 p.

- AQUILINO, William. 1991. « Family structure and home leaving : A further specification of the relationships », *Journal of Marriage and the Family*, 53, 4 : 999-1019.
- AQUILINO, William. 1990. « The likelihood of parent-adult child coresidence : Effects of family structure and parental characteristics, *Journal of Marriage and the Family*, 52, 2 : 405-419.
- AVERY, Roger, Frances GOLDSCHIEDER et Alden SPEARE, Jr. 1992. « Feathered nest/gilded cage: Parental income and leaving home in the transition to adulthood », *Demography*, 29, 3 : 375-388.
- BAANDERS, Arianne. 1996. « Considerations in the decision to leave the parental home: Anticipated consequences and the normative expectations », *Family and Consumer Sciences Research Journal*, 24, 3 : 272-292.
- BAIZÁN MUNOZ, Pau. 1998. « Transition vers l'âge adulte des générations espagnoles nées en 1940, 1950 et 1960 », *Genus*, LIV, 3-4 : 233-263.
- BEAUPRÉ, Pascale. 1999. *Le Départ des enfants du foyer parental au Canada*. Montréal, Université de Montréal, 131 p., mémoire de maîtrise.
- BOYD, Monica, et Doug NORRIS. 1999. « Les jeunes adultes vivant chez leurs parents, 1996 », *Le Quotidien*, Statistique Canada, 11 mars, 2 p.
- BOYD, Monica, et Doug NORRIS. 1998. « Changes in the nest: Young Canadian adults living with parents, 1981-1996 », *Statistique Canada*, 6 p.
- BOYD, Monica, et Doug NORRIS. 1995. « Quitter le foyer familial ? L'influence de la structure de la famille », *Tendances sociales canadiennes*, Statistique Canada, automne : 16-19.
- BOYD, Monica, et Edward PRYOR. 1989. « Les jeunes adultes vivant avec leurs parents », *Tendances sociales canadiennes*, Statistique Canada, été : 17-20.
- 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, 4 : 863-874.
- BURCH, Thomas K., et Ashok MADAN. 1986. *Formation et rupture d'unions. Résultat de l'Enquête sur la famille de 1984*. Ottawa, Statistique Canada, no 99-963 au catalogue : 27-31.
- COX, David R. 1972. « Regression models and life tables (with discussion) », *Journal of the Royal Statistical Society*, B34 : 187-220.
- DESPLANQUES, Guy. 1994. « Être ou ne plus être chez ses parents », *Populations et sociétés*, 292, juillet-août, INED, 4 p.
- GALLAND, Olivier. 1985. « Formes et transformations de l'entrée dans la vie adulte », *Sociologie du travail*, XXVII, 1 : 32-52.
- GEE, Ellen M., Barbara A. MITCHELL et Andrew V. WISTER. 1995. « Returning to the parental "nest": Exploring a changing Canadian life course », *Canadian Studies in Population*, 22, 2 : 121-144.

- GLICK, Paul, et Sung-Ling LIN. 1986. « More young adults are living with parents: Who are they? », *Journal of Marriage and the Family*, 48, 1 : 107-112.
- GOLDSCHIEDER, Frances K., et Julie DA VANZO. 1985. « Living arrangements and the transition to adulthood », *Demography*, 22, 4 : 545-563.
- GOLDSCHIEDER, Frances, et Calvin GOLDSCHIEDER. 1994. « Composition familiale, soutien parental et départ du foyer des jeunes Américains au XX^e siècle », *Cahiers québécois de démographie*, 23, 1 : 75-102.
- GOLDSCHIEDER, Frances, Arland THORNTON et Linda YOUNG-DEMARCO. 1993. « A portrait of the nest leaving process in early adulthood », *Demography*, 30, 4 : 683-699.
- HILL, Daniel, et Martha HILL. 1976. « Older children splitting off », dans Greg DUNCAN et James MORGAN, éd. *Five Thousand American Families*. Ann Arbor, University of Michigan, Institute of Social Research, vol. IV : 117-154.
- LAPIERRE-ADAMCYK, Évelyne, Céline LE BOURDAIS et Karen LEHRHAUPT. 1995. « Le départ du foyer parental des jeunes Canadiens nés entre 1921 et 1960 » *Population*, 4-5 : 1111-1136.
- LAPLANTE, Benoît. 1999. *Analyses des biographies et des transitions*. Université de Montréal, Notes du cours DMO 6405—Analyse des biographies et des transitions.
- LEHRHAUPT, Karen. 1992. *Le Départ des enfants du foyer parental au Canada. Analyse des transitions dans les générations de 1921 à 1960*. Montréal, Université de Montréal, mémoire de maîtrise, 124 p.
- MITCHELL, Barbara, Andrew WISTER et Thomas BURCH. 1989. « The family environment and leaving the parental home », *Journal of Marriage and the Family*, 51, 3 : 605-613.
- MURPHY, Mike, et Duolao WANG. 1998. « Family and sociodemographic influences on patterns of leaving home in postwar Britain », *Demography*, 35, 3 : 293-305.
- RAVANERA, Zeneida, Thomas BURCH et Fernando RAJULTON. 1994. *Variation in Age at Leaving the Parental Home: A Picture from the Canadian General Social Survey 1990*. Communication présentée aux réunions annuelles de la *Canadian Population Society*, Calgary (Alberta), juin, 21 p.
- ROSE, Damaris, Jaël MONGEAU et Nathalie CHICOINE. 1998. *Le Logement des jeunes au Canada*. Montréal, Institut national de la recherche scientifique, 51 p.
- STATISTIQUE CANADA. 1998. *Enquête sociale générale. Données préliminaires, Cycle 10 : La famille*. Ottawa, no 12m0010gpf au catalogue.
- THORNTON, Arland, Linda YOUNG-DEMARCO et Frances GOLDSCHIEDER. 1993. « Leaving the parental nest : The experience of a

- young white cohort in the 1980's » *Journal of Marriage and the Family*, 55, 1 : 216-229.
- WHITE, Lynn. 1994. « Coresidence and leaving home: Young adults and their parents », *Annual Review of Sociology*, 20 : 81-102.
- WHITE, Lynn, et Debra PETERSON. 1995. « The retreat from marriage: Its effects on unmarried children's exchange with parents », *Journal of Marriage and the Family*, 57, 2 : 428-434.
- YI, Zeng, Ansley COALE, Minja Kim CHOE, Liang ZHIWU et Liu LI. 1994. « Leaving the parental home: Census-based estimates for China, Japan, South Korea, United States, France and Sweden », *Population Studies*, 48, 1 : 65-80.
- YOUNG, Christabel. 1996. « Are young people leaving home earlier or later? », *Journal of the Australian Population Association*, 13, 2 : 125-152.
- YOUNG, Christabel. 1987. *Young People Leaving Home in Australia: The Trend Toward Independence*. The Australian National University, Research School of Social Sciences, Department of Demography (Canberra), in collaboration with the Australian Institute of Family Studies (Melbourne), Australian Family Formation Project Monograph No. 9, 188 p.
- YOUNG, Christabel. 1974. « Ages, reasons and sex differences for children leaving home: Observations from survey data for Australia », *Journal of Marriage and the Family*, 36, 4 : 769-778.
- ZHAO, John, Fernando RAJULTON et Zenaida RAVANERA. 1995. « Leaving parental homes in Canada: Effects of family structure, gender and culture », *Cahiers canadiens de sociologie*, 20, 1 : 51-81.

Annexe 1

À partir des questions de l'ESG, on arrive à construire le schéma représenté au tableau A. Du côté gauche apparaissent les répondants qui habitaient sous le toit parental au moment de l'enquête. Ce sous-groupe inclut :

1. ceux qui n'ont jamais quitté le foyer parental;
2. ceux qui l'ont quitté une seule fois et l'ont regagné; et
3. ceux qui l'ont quitté plus d'une fois et sont revenus.

Du côté droit figurent les répondants qui ne vivaient pas avec leurs parents au moment de l'enquête. Ce sous-groupe comprend :

1. ceux qui ont quitté le foyer parental une seule fois; et
2. ceux qui l'ont quitté plus d'une fois.

Parmi les 9716 répondants de 15 ans à 69 ans, nous avons exclu 921 cas pour les raisons suivantes :

TABLEAU A — Variable dépendante (données pondérées ramenées à la taille de l'échantillon)^a

Répondants âgés de 15 à 69 ans inclusivement 9716			
Répondants habitant avec leur(s) parent(s) 1688		Répondants n'habitant pas avec leur(s) parent(s) 8044	
		(n. d. = 23)	
Toujours habité avec parent(s) 1505	Pas toujours habité avec parent(s) 183	1 départ 6486	2 départs et + 1426
		(n. d. = 92)	
		Âge au départ 5818	Âge au 1 ^{er} départ 1038
		112 (< 14)	29
		251 (> 30)	6
		305 (n. d.)	354
		Âge au premier ou dernier retour non disponible	
		1 départ 151	2 départs et + 30
		(n. d. = 3)	
		Âge au départ 145	Âge au 1 ^{er} départ 30
		2 (14-30)	0
		2 (< 14)	0
		2 (> 30)	0
		2 (n. d.)	0
		Âge au retour 139	Âge au dernier retour 30
		(n. d. = 6)	
		(n. d. = 0)	

a. N. d. = cas manquants. À cause du facteur de pondération, le total peut différer de la somme des cas (de plus ou moins un).

— dans 23 cas, on ne sait pas si les répondants habitaient ou non avec leurs parents au moment de l'enquête;

— parmi les répondants qui n'habitaient pas au domicile parental au moment de l'enquête (embranchement de droite du schéma), nous avons dû en éliminer 92, dont 77 qui n'ont pas précisé le nombre de départs effectués et 15 qui ont dû préciser

s'ils avaient toujours habité avec leurs parents. Cette question ne devait pas s'appliquer à ces 15 répondants puisqu'ils ne vivaient plus au domicile de leurs parents au moment de l'enquête. Afin d'éviter toute confusion ou erreur, ces cas ont été écartés;

— parmi les répondants qui habitaient chez leurs parents au moment de l'enquête (côté gauche du schéma), 3 ont été éliminés car ils n'ont pas précisé le nombre de départs effectués;

— 661 répondants dont la date de premier départ ne peut être établie avec certitude ont été retranchés : 2 habitaient chez leurs parents au moment de l'enquête et avaient déjà effectué un départ; des 659 autres répondants qui n'habitaient pas chez l'un de leurs parents au moment de l'enquête, 305 avaient effectué un seul départ, et 354 plus d'un départ;

— 143 autres répondants ont été exclus, ayant quitté le domicile parental avant d'atteindre leur 14^e anniversaire : 2 vivaient chez leurs parents au moment de l'enquête et 141 n'y habitaient pas (112 étaient partis une seule fois et 29 plus d'une fois).

Nous retenons donc 8795 cas pour nos analyses. Il s'agit de la somme des cas valides de chacun des deux embranchements du schéma. Du côté gauche, on additionne les 1505 répondants qui n'ont jamais quitté le foyer parental aux répondants qui ont déjà effectué un départ (147 une seule fois et 30 plus d'une fois). Du côté droit, 6069 répondants sont partis une seule fois (5818 + 251) et 1044 plus d'une fois (1038 + 6).

ABSTRACT

Pascale BEAUPRÉ and Céline LE BOURDAIS

YOUNG ADULTS' DEPARTURE FROM THE PARENTAL HOME IN CANADA

This study looks at changes in the number and the timing of young adults leaving their parental home in Canada, and at factors associated with variations in the rate at which they leave home. For cohorts born between 1926 and 1980, the behaviours of men and women are analyzed separately using the event history analysis method, based on data from Statistics Canada's 1995 General Social Survey (GSS) on the family.