

Emploi de transition

Benoît-Paul Hébert et May Luong

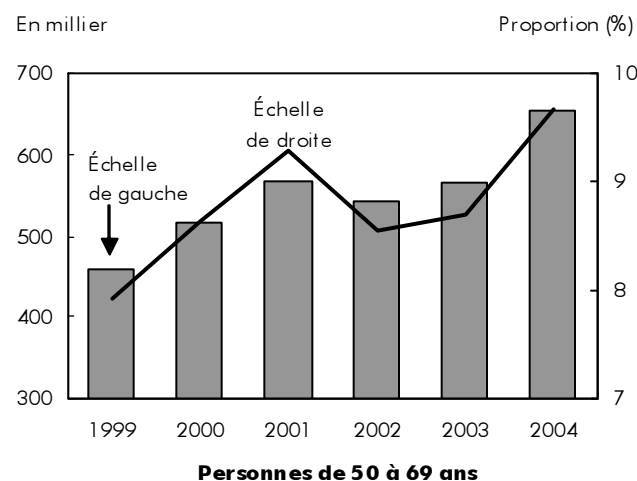
Plusieurs études démontrent que de nombreux Canadiens qui prennent leur « retraite » (souvent avec pension) réintègrent par la suite le marché du travail (Singh et Verma, 2001; Pyper et Giles, 2002; Schellenberg et coll., 2005; et Wannell, 2007a et 2007b). Si la « retraite » est la cessation complète du travail rémunéré, le moment auquel commence en fait le processus de la retraite n'est plus clair. De plus, la durée de ce processus peut varier énormément et il peut consister soit à réduire graduellement le temps passé au travail, soit à quitter et à réintégrer une ou plusieurs fois la population active avant de cesser complètement le travail rémunéré.

Qu'est-ce qu'un emploi de transition?

L'expression « emploi de transition » désigne toute activité rémunérée après qu'une personne ait pris sa retraite ou ait commencé à toucher une pension (Ruhm, 1990). L'emploi de transition peut procurer un complément de revenu aux personnes qui n'ont pas assez d'économies ou qui n'ont pas un revenu de pension suffisant pour leurs vieux jours. De plus, l'emploi de transition peut aider les travailleurs âgés à établir un équilibre entre le travail et les loisirs tout en continuant de participer à des activités économiquement et socialement productives. Par conséquent, l'emploi de transition peut contribuer au bien-être des individus et de leur famille. Alors que le rôle de l'emploi de transition vers la retraite fait l'objet de nombreuses études américaines (p. ex., Quinn et Kozy, 1995; Kim et Feldman, 2000 et Cahill et coll., 2005), ce n'est pas encore le cas au Canada. Dans le contexte du vieillissement de la population et du ralentissement de la croissance de la population active, il devient encore plus important de comprendre le phénomène de la transition vers la retraite.

Cette étude présente d'abord une analyse transversale à partir de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu pour mettre en évidence la prévalence de l'emploi de transition parmi les Canadiens âgés de 50 à 69 ans pour la période allant de 1999 à 2004. Ensuite l'étude longitudinale d'un groupe de travailleurs âgés sur la même période présente les passages de la retraite à l'emploi de transition et de l'emploi de transition à la retraite. L'étude examine le moment où les gens sont plus susceptibles d'accéder à un emploi de

Graphique A L'emploi de transition a augmenté plus ou moins régulièrement de 1999 à 2004



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1999 à 2004.

Benoît-Paul Hébert travaille pour Ressources humaines et Développement social Canada. On peut le joindre au 613-957-6771 ou à perspective@statcan.gc.ca. May Luong travaille à la Division de l'analyse des enquêtes auprès des ménages et sur le travail. On peut la joindre au 613-951-6014 ou à perspective@statcan.gc.ca. Cette analyse a été entreprise alors que Mme Luong travaillait pour RHDSC.

transition; qui est le plus susceptible de choisir un emploi de transition plutôt que la retraite; pendant combien de temps une personne occupe généralement un emploi de transition et enfin, la probabilité qu'une personne ayant pris sa retraite accède à un emploi de transition (voir *Source des données et définitions*).

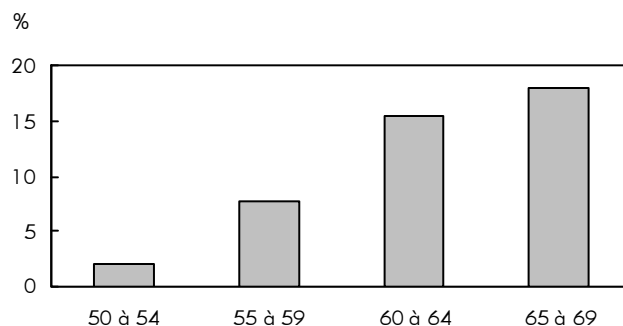
L'emploi de transition est-il fréquent?

La proportion de personnes de 50 à 69 ans occupant un emploi de transition se situait autour de 9 % pendant la période allant de 1999 à 2004, passant de 7,9 % en 1999 à 9,7 % en 2004 (graphique A). Cependant, le nombre des personnes occupant un emploi de transition a augmenté de plus de 40 % (de 461 000 à 654 000) pendant cette période, car la taille de ce groupe d'âge s'est accrue en raison du vieillissement des cohortes de baby-boomers (les premiers baby-boomers ont eu 50 ans en 1997). Il n'est pas étonnant que la prévalence de l'emploi de transition ait varié énormément en fonction de l'âge, passant de 2 % chez les 50 à 54 ans à un sommet de 18 % chez les 65 à 69 ans en 2004 (graphique B).

De l'emploi de carrière...

L'analyse longitudinale montre que la probabilité que les travailleurs continuent d'exercer un emploi de carrière diminue constamment à mesure que l'âge augmente (graphique C). Le « taux de survie » (estimation de Kaplan-Meier) de 52 à 66 ans pour les personnes occupant un emploi de carrière à 51 ans a diminué de façon constante jusqu'à l'âge de 59 ans, de façon plus marquée après 60 ans — l'âge minimal requis pour toucher les prestations anticipées du Régime de pensions du Canada (RPC) et du Régime de rentes du Québec (RRQ). La probabilité d'occuper encore un emploi de carrière est d'environ 70 % à 59 ans et elle tombe à 57 % à 60 ans¹. Elle diminue alors de façon plus marquée, et seulement 25 % des travailleurs continuent d'exercer un emploi de carrière à 64 ans. Quand ils atteignent 65 ans, l'âge auquel ils ont droit aux pleines prestations du RPC, du RRQ, de la Sécurité de la vieillesse (SV) et du Supplément de revenu garanti (SRG), et l'âge de la retraite obliga-

Graphique B La prévalence de l'emploi de transition double après 60 ans



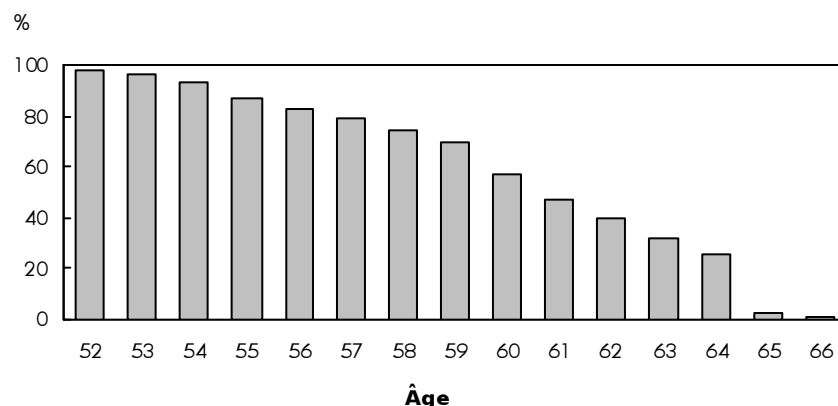
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2004.

toire dans certaines provinces ou certains territoires, la probabilité d'occuper encore un emploi de carrière est de moins de 3 %².

... à l'emploi de transition ou à la retraite

Environ 9 % des personnes de 50 à 69 ans occupaient un emploi de transition, mais la probabilité conditionnelle (à savoir la probabilité d'une transition à un âge

Graphique C La probabilité d'occuper un emploi de carrière diminue considérablement à 60 ans, encore plus à 65 ans

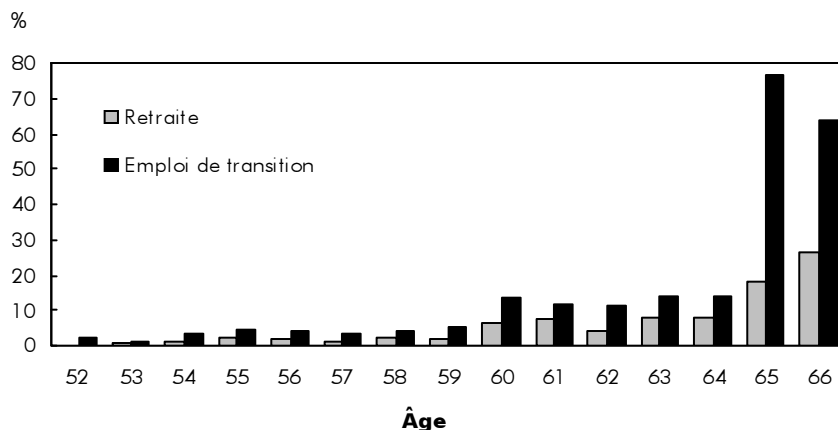


Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, panel 3, 1999.

donné, à la condition de ne pas avoir eu cette transition auparavant) de connaître un épisode d'emploi de transition variait énormément selon l'âge (graphique D).

À chaque âge, la probabilité conditionnelle de passer à un emploi de transition était plus élevée que celle de partir à la retraite (l'inverse est sans doute vrai après 66 ans, mais les données de l'EDTR ne permettent pas de le vérifier). Comme on pouvait s'y attendre à la lumière des taux de survie, la probabilité conditionnelle de passer à un emploi de transition ou à la retraite était très faible avant 55 ans et elle s'accroissait légèrement de 55 à 59 ans (environ 4 % pour l'emploi de transition et 2 % pour la retraite). Les deux probabilités augmentaient à 60 ans. De 60 à 64 ans, la probabilité conditionnelle d'accéder à un emploi de transition variait entre 11 % et 14 %, tandis que celle de la retraite se situait entre 4 % et 8 %. À 65 ans, la pro-

Graphique D La probabilité conditionnelle de l'emploi de transition dépasse constamment celle de la retraite



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, panel 3, 1999.

probabilité de passer à un emploi de transition montait en flèche pour s'établir à 76 %, tandis que la probabilité conditionnelle de la retraite passait à 18 %. Autrement dit, les quelques personnes qui exerçaient encore un emploi de carrière lorsqu'elles atteignaient 65 ans étaient très susceptibles de faire une

Source des données et définitions

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) porte sur environ 97 % de la population canadienne, excluant les personnes vivant sur les territoires, dans les institutions, les réserves des Premières nations et les casernes militaires. Chaque panel de répondants, environ 15 000 ménages ou 30 000 adultes, participe à une enquête pendant six années consécutives. Un nouveau panel est introduit tous les trois ans. Ainsi, il y a toujours chevauchement de deux panels. Cette étude utilise le troisième panel de l'EDTR qui a suivi les répondants de 1999 à 2004. Pour chaque année, les répondants transversaux âgés de 50 à 69 ans ont été classés dans les catégories de l'emploi de carrière, de l'emploi de transition ou de la retraite.

Une personne qui exerce un **emploi de carrière** touche un revenu d'emploi ou des prestations d'assurance-emploi, ne reçoit pas de revenu de pension et ne déclare pas la retraite comme activité principale.

Une personne qui occupe un **emploi de transition** touche un revenu d'emploi ou des prestations d'assurance-emploi, reçoit un revenu de pension ou déclare la retraite comme activité principale, et n'est pas inactive pendant plus de six mois consécutifs à la fin de l'année.

Une personne qui est à la **retraite** reçoit un revenu de pension ou se dit retraitée, et ne touche pas de revenu d'emploi ni de prestations d'assurance-emploi; déclare un revenu de pension ou se dit retraitée, touche un revenu d'emploi ou des prestations d'assurance-emploi mais est inactive pendant plus de six mois consécutifs à la fin de l'année.

Ont été classées dans la catégorie **autre** les personnes ne touchant pas de revenus ni de prestations de pension et dont l'activité principale autodéclarée n'était pas de travailler, de chercher du travail ou d'être à la retraite.

L'étude des passages vers un emploi de transition puis d'un emploi de transition vers la retraite a été faite à partir d'un échantillon longitudinal de 3 000 répondants âgés de 51 à 65 ans et exerçant un emploi de carrière en 1999, d'après l'hypothèse selon laquelle ils n'avaient jamais pris leur retraite ni accédé à un emploi de transition auparavant. La fourchette d'âge de 51 à 65 ans a été choisie parce que les transitions survenant à un plus jeune âge sont rares (et sont surtout susceptibles d'être liées à des situations particulières) et parce que l'hypothèse d'un emploi de carrière continu avant l'année 1999 semblait douteuse pour les personnes de plus de 65 ans.

transition cette année-là. La probabilité d'accéder à un emploi de transition diminuait à 66 ans, mais demeurait élevée, tandis que la probabilité de partir à la retraite devenait encore plus élevée et atteignait 26 %. Ces résultats correspondent à peu près aux taux de participation au RPC/RRQ selon l'âge, fondés sur des dossiers fiscaux (Wannell, 2007b)³.

Les probabilités conditionnelles indiquent à quel moment les transitions sont plus ou moins susceptibles de survenir dans l'ensemble, mais elles ne sont pas ajustées en fonction des caractéristiques personnelles qui peuvent influencer sur le moment de ces transitions. Pour évaluer les incidences de ces caractéristiques sur la probabilité de passer à un emploi de transition ou à la retraite, on a utilisé un modèle d'analyse longitudinale à temps discret. L'emploi de transition et la retraite ont été traités comme des risques concurrents (voir *Analyse de données longitudinales à temps discret*). Les principaux résultats de cette analyse peuvent se résumer ainsi (tableau 1) :

- Plusieurs études portent à croire que le choix du moment de la retraite (tel que mesuré par l'âge moyen de la retraite, par exemple) est différent entre les femmes et les hommes. Cependant, parmi le groupe de travailleurs âgés suivi dans cette étude, la probabilité d'accéder à un emploi de transition ou de partir à la retraite se répartissait également entre les femmes et les hommes après neutralisation de l'effet d'autres facteurs⁴.
- Comparativement aux célibataires et aux personnes dont le conjoint travaillait, les travailleurs âgés dont le conjoint ne travaillait pas étaient plus susceptibles de quitter un emploi de carrière. Dans ce groupe, les probabilités conditionnelles de quitter un emploi de carrière pour passer à un emploi de transition ou à la retraite étaient de 1,8 et de 2,3 fois plus élevées, respectivement.
- Les personnes qui avaient fait des études universitaires étaient près de deux fois plus susceptibles d'accéder à un emploi de transition comparativement aux personnes qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires. Toutefois, la probabilité de partir à la retraite ne semblait pas varier selon le niveau de scolarité.
- Comme il a auparavant été établi, les problèmes de santé et les limitations fonctionnelles étaient d'importants déterminants de la transition à la retraite⁵. Toutefois, dans cette étude, après neutralisation de

l'effet des caractéristiques d'emploi, la probabilité conditionnelle de passer à un emploi de transition ou à la retraite ne variait pas de façon significative selon l'état de santé ou l'état d'incapacité autodéclaré.

- Le nombre d'heures travaillées au cours de l'année précédente était lié à la probabilité de transition à un âge donné, ce qui porte à croire que les gens se préparent à leur transition. Comparativement aux personnes qui avaient travaillé de 1 501 heures à 2 500 heures (ce qui équivaut à travailler à plein temps toute l'année), celles qui avaient travaillé de 501 heures à 1 500 heures étaient deux fois plus susceptibles d'accéder à un emploi de transition; celles qui avaient travaillé 500 heures ou moins étaient sept fois plus susceptibles de partir à la retraite.
- La possibilité d'accéder à un emploi de transition augmentait en fonction de la rémunération horaire de l'année précédente. Les résultats semblent indiquer que la probabilité conditionnelle augmente de 3 % par dollar de rémunération horaire de plus. Par conséquent, les travailleurs mieux rémunérés semblent plus susceptibles de quitter leur emploi de carrière, d'activer leurs prestations de pension et de continuer de travailler dans un emploi de transition.
- Conformément aux résultats des études antérieures, les personnes participant à un régime de pension d'employeur (dans l'emploi qu'elles occupaient l'année précédente) étaient plus susceptibles de quitter un emploi de carrière que celles qui ne bénéficiaient pas d'un tel régime. L'effet était plus important pour la retraite (où la probabilité conditionnelle avait plus que triplé) que pour l'emploi de transition (pour lequel la probabilité n'avait pas tout à fait doublé). Cela s'explique sans doute par le fait que les gens doivent habituellement quitter leur poste pour commencer à toucher des prestations de pension.
- Les travailleurs âgés du premier quintile de la répartition du revenu (revenu rajusté du ménage⁶) étaient trois fois plus susceptibles de quitter un emploi de carrière pour partir à la retraite que ne l'étaient les particuliers du quintile intermédiaire.
- Les travailleurs vivant en régions rurales ou dans de petites collectivités étaient près de deux fois plus susceptibles d'accéder à un emploi de transition que les travailleurs vivant dans un grand centre urbain.

Tableau 1 Facteurs ayant un effet sur le passage d'un emploi de carrière à un emploi de transition ou à la retraite : estimations des modèles de risque des données longitudinales à temps discret

	Emploi de transition		Retraite	
	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
Âge	0,364*	0,108	0,535*	0,165
Âge ²	-0,111*	0,030	-0,076	0,052
Âge ³	-0,018	0,012	-0,045*	0,022
Âge ⁴	0,006*	0,001	0,004*	0,002
Âge ⁵	0,001*	0,000	0,002*	0,001
Femmes (réf. hommes)	0,322	0,177	0,059	0,307
Conjoint ou partenaire (réf. conjoint ou partenaire travaillant)				
Pas de conjoint ou partenaire	0,010	0,229	0,308	0,398
Conjoint ou partenaire ne travaillant pas	0,605*	0,166	0,822*	0,399
État de santé (réf. très bon)				
Excellent	-0,276	0,199	-0,756	0,404
Bon	-0,178	0,188	-0,224	0,318
Passable ou mauvais	0,099	0,265	0,235	0,380
Degré de stress (réf. quelque peu stressant)				
Très stressant	0,185	0,208	0,696	0,438
Pas très stressant	0,528*	0,165	0,593	0,378
Pas du tout, pas d'opinion	0,160	0,272	0,581	0,454
Éducation (réf. sans diplôme d'études secondaires)				
Diplôme d'études secondaires	0,341	0,220	0,028	0,424
Certificat d'études postsecondaires	0,270	0,196	-0,281	0,373
Diplôme universitaire	0,629*	0,225	0,135	0,554
Inconnu	-0,156	1,243	0,187	8,126
Années (≥ 6 mois) travaillées à temps plein (réf. 21 à 35)				
0 à 20	-0,318	0,235	-0,668	0,403
Plus de 35	-0,038	0,195	-0,399	0,419
Inconnu	0,048	0,219	-0,929*	0,432
Heures travaillées annuelles, t-1 (réf. 1 501 à 2 500)				
1 à 500	0,516	0,454	1,942*	0,540
501 à 1 500	0,733*	0,186	0,592	0,418
Plus de 2 500	0,174	0,275	-0,368	3,107
Taux de rémunération horaire	0,027*	0,007	0,003	0,015
Quintile de revenu (réf. troisième)				
Le plus bas	0,009	0,379	1,206*	0,595
Deuxième	0,380	0,232	0,204	0,566
Quatrième	0,159	0,217	0,896	0,531
Le plus élevé	0,341	0,219	0,708	0,586
Régime de pension d'employeur (réf. non)	0,531*	0,159	1,200*	0,316
Région urbaine (réf. 500 000 habitants et plus)				
0 à 29 999	0,613*	0,233	-0,164	0,458
30 000 à 99 999	0,305	0,272	0,421	0,664
100 000 à 499 999	0,291	0,203	0,344	0,433
Région rurale	0,661*	0,202	0,592	0,387
Constant	-4,300*	0,365	-5,238*	0,817

* significativement différent par rapport à un groupe de référence (réf.) ou zéro au niveau de 0,05.

Note : L'âge (centré sur la moyenne) et ses puissances (Âge² à Âge⁵) sont utilisés pour modéliser une relation linéaire et diverses relations non-linéaires entre l'âge et la probabilité conditionnelle d'accéder à un emploi de transition ou de prendre une retraite (voir *Source de données et définitions*). La taille de l'échantillon initial était de 2 985. Les erreurs-types ont été estimées par la méthode bootstrap.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, panel 3, 1999 à 2004.

Analyse de données longitudinales à temps discret

Les répondants longitudinaux du troisième panel de l'EDTR ont été interrogés annuellement pendant la période allant de 1999 à 2004. On a défini les variables suivantes pour ceux qui étaient âgés de 51 à 65 ans et occupaient un emploi de carrière en 1999 :

$$y_t = \begin{cases} 0 & \text{occupait un emploi de carrière (ou censurée) à l'âge } t \\ 1 & \text{accédait à un emploi de transition à l'âge } t \\ 2 & \text{passait à la retraite à l'âge } t \end{cases}$$

On a présumé que les répondants qui occupaient un emploi de carrière en 1999 n'avaient jamais pris leur retraite ni occupé un emploi de transition auparavant, et ils ont été inclus dans le groupe qui risque de quitter un emploi de carrière dès l'âge qu'ils avaient en 2000. Parce que les catégories d'emploi de carrière, d'emploi de transition et de retraite ont été définies sur une base annuelle, on ne pouvait mesurer les transitions que par intervalles d'un an.

La probabilité conditionnelle (ou risque) de quitter un emploi de carrière pour un emploi de transition à l'âge t est la probabilité d'occuper un emploi de transition à t à la condition d'avoir occupé un emploi de carrière jusqu'à $t-1$:

$$h_B(t) = P(y_t = 1 \mid y_{t-1} = y_{t-2} = \dots = y_{52} = 0)$$

De même, le risque de quitter un emploi de carrière pour passer à la retraite est :

$$h_R(t) = P(y_t = 2 \mid y_{t-1} = y_{t-2} = \dots = y_{52} = 0)$$

Le risque de demeurer dans un emploi de carrière à l'âge t s'exprime ainsi : $1 - h_B(t) - h_R(t)$. En présumant des risques indépendants, $h_B(t)$ et $h_R(t)$ peuvent être estimés par la méthode du maximum de vraisemblance grâce à un modèle logit multinomial usuel (Fahrmeir et Tutz, 2001) :

$$h_B(t) = \frac{\exp(f_B(t) + \mathbf{x}\beta_B)}{1 + \exp(f_B(t) + \mathbf{x}\beta_B) + \exp(f_R(t) + \mathbf{x}\beta_R)}$$

$$h_R(t) = \frac{\exp(f_R(t) + \mathbf{x}\beta_R)}{1 + \exp(f_B(t) + \mathbf{x}\beta_B) + \exp(f_R(t) + \mathbf{x}\beta_R)}$$

Deux fonctions de l'âge, $f_B(t)$ et $f_R(t)$, présentent la contrainte de temps, \mathbf{x} est un ensemble de caractéristiques liées à la personne, au ménage et à l'emploi (soit constantes, soit variables dans le temps), et β_B et β_R sont des ensembles de coefficients représentant les effets de variables dans \mathbf{x} sur $h_B(t)$ et $h_R(t)$ respectivement.

Dans une analyse de données longitudinales à temps discret, il est habituel de modéliser la liaison temporelle avec un ensemble d'indicateurs binaires (un pour chaque t , moins

un). Les risques de base estimés qui sont obtenus avec de tels indicateurs sont présentés au graphique D. Quelques indicateurs binaires ont été sujets à des problèmes de multicolinéarité dans les spécifications du modèle qui incluait d'autres variables indépendantes. Pour cette raison, l'ensemble des indicateurs a été remplacé par une fonction polynomiale d'âge de degré 5 :

$$f_B(t) = \gamma_{B1}t + \sum_{i=2}^5 \gamma_{Bi}(t - \bar{t})^i$$

On a aussi utilisé un $f_R(t)$ défini de façon similaire. Dans l'équation, les γ sont des coefficients qui doivent être estimés. À la différence d'autres fonctions testées (p. ex. les fonctions polynomiales d'un degré plus faible ou plus élevé et les fonctions splines linéaires), les fonctions polynomiales susmentionnées ont donné une bonne approximation des risques de base obtenus avec les indicateurs binaires. Les estimations de β_B et β_R changent peu en fonction de l'établissement de différents paramètres de $f_B(t)$ et $f_R(t)$.

La spécification initiale du modèle incluait beaucoup de caractéristiques liées à la personne, au ménage et à l'emploi, un certain nombre d'entre elles ayant été retirées des spécifications suivantes parce qu'elles n'étaient pas statistiquement significatives. Les caractéristiques personnelles et du ménage étaient le sexe, la présence d'un conjoint (et sa situation par rapport au marché du travail), une interaction entre le sexe et la présence d'un conjoint, le statut d'immigrant, l'appartenance à une minorité visible, l'état de santé[†], le niveau de stress[†], l'état d'incapacité[†], l'accès à la propriété, la composition du ménage (vivant avec ses enfants, vivant avec ses parents ou d'autres membres de la famille), le quintile du revenu rajusté du ménage, le niveau de scolarité, la taille de la région de résidence, et, la région. Parmi les caractéristiques d'emploi que comprenait le modèle figuraient : la profession, le secteur d'activité, le nombre annuel d'heures de travail[†], la rémunération horaire composite[†], le nombre d'années pendant lesquelles la personne a travaillé à plein temps au moins six mois au cours d'une année donnée, le type de travailleur[†] (permanent, non permanent, ou indépendant), un indicateur des responsabilités de supervision[†], des indicateurs des prestations d'employeur[†] (assurances soins dentaires, soins médicaux, vie et invalidité), un indicateur du régime de pension d'employeur[†], et enfin, un indicateur des secteurs privé et public[†]. Des indicateurs binaires pour l'année d'enquête (pour tenir compte des effets de période possibles) faisaient aussi partie du modèle initial. Les variables marquées d'une croix (†) ont été décalées d'une année, pour que les transitions et les antécédents possibles soient ordonnés chronologiquement. Toutes les variables (sauf le sexe) pouvaient varier au fil du temps.

De l'emploi de transition à la retraite, et vice-versa

Combien de temps les gens occupent-ils un emploi de transition avant de passer à la retraite? De plus, dans quelle mesure les personnes qui sont passées d'un

emploi de carrière à la retraite sont-elles susceptibles d'accéder par la suite à un emploi de transition? L'analyse de ces questions était limitée pour deux raisons. Premièrement, les échantillons de taille plus restreinte (c.-à-d. le sous-groupe des particuliers qui sont passés à un emploi de transition ou à la retraite pendant la

période d'enquête), ont permis de mesurer les transitions entre l'emploi de transition et la retraite mais ont empêché une analyse multidimensionnelle des caractéristiques influençant la probabilité de ces transitions. Deuxièmement, même s'il est possible que certaines personnes passent plus d'une fois d'un emploi de transition à la retraite, il n'y avait suffisamment d'information que pour la première transition (des données de suivi sont disponibles pour un maximum de quatre ans après la première transition et la taille des échantillons décroît avec le nombre de transitions). Donc, les estimations suivantes ont rapport au premier épisode de transition d'emploi ou de retraite et elles ne sont pas ajustées en fonction des caractéristiques individuelles.

Dans l'ensemble, les travailleurs âgés étaient plus susceptibles de passer à un emploi de transition qu'à la retraite, mais l'emploi de transition est une situation transitoire et non permanente. Peu importe l'âge, 66 % des travailleurs âgés qui ont accédé à un emploi de transition au cours de la période d'enquête occupaient toujours un emploi de transition un an après alors que les autres étaient passés à la retraite. La proportion des travailleurs occupant toujours un emploi de transition diminuait (à un taux décroissant) au cours des années suivantes et, après quatre ans, environ 42 % occupaient toujours un emploi de transition. La durée médiane approximative de l'emploi de transition se situe entre deux et trois ans⁷.

La probabilité conditionnelle de passer d'un emploi de transition à la retraite diminuait en fonction de la durée de l'emploi de transition : elle passait d'environ 35 % la première année à 8 % la quatrième année. Les tendances à long terme n'ont pu être examinées, mais il est plausible que la probabilité augmente après quelques années de plus. En outre, ces estimations n'ont pas été ajustées en fonction des caractéristiques personnelles. En particulier, la probabilité conditionnelle évolue sans doute différemment selon l'âge auquel les travailleurs accèdent à un emploi de transition — étant plus élevée pour les travailleurs plus âgés à court terme.

Quant aux personnes qui sont parties directement à la retraite après un emploi de carrière, le « taux de survie » à la retraite était évalué à 61 % après un an, ce qui était moins élevé que la probabilité d'occuper encore un emploi de transition durant une période semblable, mais il diminuait moins rapidement par la suite. Après quatre ans, 47 % des personnes qui étaient parties à la retraite après un emploi de carrière étaient restées retraitées.

La probabilité conditionnelle de sortir de la retraite était la plus élevée la première année, où elle atteignait presque 40 %, tandis qu'elle se situait à 10 % ou moins de la deuxième à la quatrième année. Par conséquent, conformément à ce qu'indiquent d'autres études, les retraités qui réintègrent le marché du travail semblent plus susceptibles de le faire dans la première année suivant leur départ à la retraite. Après cette première année, la probabilité d'un retour sur le marché du travail semble beaucoup plus faible, au moins jusqu'à la quatrième année. Encore une fois, ces estimations n'ont pas été ajustées en fonction des caractéristiques personnelles; il se pourrait que les jeunes retraités présentent une probabilité plus élevée à court terme.

Conclusion

Dans l'ensemble, les résultats de cette étude confirment le fait que la retraite est un processus plutôt qu'un événement discret. De nombreux travailleurs âgés qui commencent à toucher une pension demeurent sur le marché du travail d'une manière ou d'une autre pendant environ deux ou trois ans avant de cesser complètement de travailler. De plus, un grand nombre de ceux qui cessent de travailler contre rémunération à un moment donné réintègrent par la suite le marché du travail, le plus souvent la première année après leur départ à la retraite. Par conséquent, on pourrait faire valoir que considérer le travail et la retraite comme des étapes distinctes du parcours de vie ne traduit pas fidèlement la réalité d'une grande proportion des adultes âgés.

Étant donné quelques-unes des caractéristiques (rémunération plus élevée, scolarité universitaire et régime de pension d'employeur) associées à une probabilité accrue de quitter un emploi de carrière en faveur d'un emploi de transition, il semble que pour les personnes qui font cette transition celle-ci découle vraisemblablement d'un choix plutôt que d'une nécessité. En raison des limites relatives aux données, il n'a pas été possible d'évaluer s'il en était de même pour les personnes qui réintégraient le marché du travail après une période de retraite. Toutefois, une étude antérieure indiquait que les considérations financières étaient une importante raison pour laquelle les retraités retournaient sur le marché du travail, en particulier ceux qui avaient pris leur retraite pour cause de compression de personnel, de chômage ou de maladie (Schellenberg et autres, 2005).

■ **Notes**

1. En principe, l'échantillon permettait d'examiner les départs d'un emploi de carrière de 52 à 70 ans, mais aucune transition n'a été vue après l'âge de 66 ans.
2. En raison de la petite taille des échantillons, les estimations concernant les âges de 65 ans et 66 ans devraient être utilisées avec prudence.
3. Parmi d'autres études axées sur le moment de la transition à la retraite ou le moment du recours aux prestations de pension au Canada figurent celles de Baker et autres (2001), Compton (2001), Waslander (2003) et Schirle (2007). En raison des définitions et des échantillons différents, leurs résultats ne sont pas directement comparables aux estimations présentées ici.
4. Pour cette étude, on présumait au départ que les hommes et les femmes présentaient une base de référence différente des probabilités conditionnelles pour ce qui est d'accéder à un emploi de transition ou de partir à la retraite. Toutefois, les résultats préliminaires de cette étude n'ont pas appuyé cette hypothèse.
5. Voir Campolieti (2002), Magee (2002), Au et autres (2005) et Schirle (2007).
6. Le revenu du ménage ajusté est le revenu total du ménage ajusté pour la taille de la famille et sa composition basées sur l'échelle d'équivalence de la famille qui est la somme des équivalences pour chacun des membres de la famille. La personne la plus âgée du ménage reçoit une équivalence de 1,0 et la deuxième personne la plus âgée reçoit 0,4. Les autres membres de la famille âgés de 16 ans ou plus reçoivent 0,4 et ceux de moins de 16 ans reçoivent 0,3. Cet ajustement permet la comparaison des revenus pour toutes les familles.
7. Plus spécifiquement, cette estimation est pour la première période de l'emploi de transition.

■ **Documents consultés**

AU, Doreen Wing Han, Thomas F. CROSSLEY et Martin SCHELLHORN. 2005. « The effect of health changes and long-term health on the work activity of older Canadians. » *Health Economics*, vol. 14, n° 10, octobre, p. 999 à 1018.

BAKER, Michael, Jonathan GRUBER et Kevin MILLIGAN. 2001. *The Retirement Incentive Effects of Canada's Income Security Programs*. Rapport de recherche SEDAP, n° 65, 52 p.
<http://socserv2.socsci.mcmaster.ca/~sedap/p/sedap65.pdf> (consulté le 7 novembre 2008).

CAHILL, Kevin E., Michael D. GIANDREA et Joseph F. QUINN. 2005. *Are Traditional Retirements a Thing of the Past? New Evidence on Retirement Patterns and Bridge Jobs*. U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. Document de travail 384, 32 p. <http://www.bls.gov/ore/pdf/ec050100.pdf> (consulté le 7 novembre 2008).

CAMPOLIETI, Michele. 2002. « Disability and the labor force participation of older men in Canada. » *Labour Economics*, vol. 9, n° 3, juillet, p. 405 à 432.

COMPTON, Janice. 2001. *Determinants of Retirement: Does Money Really Matter?* Ministère des Finances, document de travail 2001-02, 44 p.
http://epe.lac-bac.gc.ca/100/200/301/finance/working_papers-ef/2001/2001-02/2001-02e.pdf (consulté le 7 novembre 2008).

FAHRMEIR, Ludwig et Gerhard TUTZ. 2001. *Multivariate Statistical Modelling Based on Generalized Linear Models*, 2^e édition. Springer Series in Statistics. New York. Springer-Verlag.

KIM, Seongu et Daniel C. FELDMAN. 2000. « Working in retirement: The antecedents of bridge employment and its consequences for quality of life in retirement. » *Academy of Management Journal*, n° 6, p. 1195 à 1210.

MAGEE, William. 2002. *Effets de l'incapacité autoévaluée et de l'état de santé subjectif sur la cessation d'emploi*, n° 75F0002MIF – N° 001 au catalogue de Statistique Canada. Rapport de recherche de la Division de la statistique du revenu, 40 p.
<http://www.statcan.ca/francais/research/75F0002MIF/75F0002MIF2002001.pdf> (consulté le 10 novembre 2008).

PYPER, Wendy et Philip GILES. 2002. « À l'approche de la retraite. » *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 3, n° 9, septembre, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 5 à 13.
<http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-001-XIF/0090275-001-XIF.pdf> (consulté le 10 novembre 2008).

QUINN, Joseph F. et Michael KOZY. 1995. *The Roles of Part-Time Work and Self-Employment in the Retirement Transition: A Preliminary View from the HRS*. 29 p. <http://fmwww.bc.edu/EC-P/WP292.pdf> (consulté le 10 novembre 2008).

RUHM, Christopher J. 1990. « Bridge jobs and partial retirement. » *Journal of Labor Economics*, vol. 8, n° 4, p. 482 à 501.

- SCHELLENBERG, Grant, Martin TURCOTTE et Bali RAM. 2005. « Le travail après la retraite. » *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 6, n° 9 septembre, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 15 à 19. http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-001-XIF/10905/art-2_f.pdf (consulté le 10 novembre 2008).
- SCHIRLE, Tammy. 2007. *Health, Pensions, and the Retirement Decision: Evidence from Canada*. Wilfrid Laurier University. Département d'économie. Série de documents de travail : 2007-02 EC. 21 p. http://www.wlu.ca/documents/22923/schirle_health_pensions.pdf (consulté le 10 novembre 2008).
- SINGH, Gangaram et Anil VERMA. 2001. « Is there life after career employment? Labour-market experience of early 'retirees'. » *Restructuring Work and the Life Course*. Toronto. University of Toronto Press, p. 287 à 302.
- WANNELL, Ted. 2007a. « Les jeunes retraités. » *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 8, n° 2, février, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 5 à 16. <http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-001-XIF/75-001-XIF2007102.pdf> (consulté le 10 novembre 2008).
- WANNELL, Ted. 2007b. « Pension publique et travail. » *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 8, n° 8, août, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 13 à 22. <http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-001-XIF/2007108/articles/10304-fr.pdf> (consulté le 10 novembre 2008).
- WASLANDER, Bert. 2003. *Transitions to Retirement and the Timing of Pension Benefit Take-up*. 19 p. https://guard.canberra.edu.au/natsem/conference2003/papers/pdf/waslander_bert_1.pdf (consulté le 10 novembre 2008).