

N° 75-001-X au catalogue



L'EMPLOI ET LE REVENU EN PERSPECTIVE

Avril 2008

Vol. 9, n° 4

- Prendre sa retraite ensemble?
- La formation liée au travail
- La tenue d'un recensement dans un marché du travail restreint



Statistique Canada
Statistics Canada

Canada

À votre service...

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit doit être adressée à : *L'emploi et le revenu en perspective*, 170, promenade Tunney's Pasture, 9-A5, Jean-Talon, Statistique Canada, Ottawa, (Ontario), K1A 0T6 (téléphone : 613-951-4628; courriel : perspective@statcan.ca).

Pour toute demande de renseignements au sujet de l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.ca. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à infostats@statcan.ca ou par téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

Centre de contact national de Statistique Canada

Service de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
Télécopieur	1-877-287-4369
Renseignements concernant le Programme des services de dépôt	1-800-635-7943
Télécopieur pour le Programme des services de dépôt	1-800-565-7757

Appels locaux ou internationaux :

Service de renseignements	1-613-951-8116
Télécopieur	1-613-951-0581

Renseignements pour accéder au produit

Le produit n° 75-001-X au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.ca et de choisir la rubrique « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.ca sous « À propos de nous » > « Offrir des services aux Canadiens ».

L'emploi et le revenu en perspective

(n° 75-001-X au catalogue; also available in English: *Perspectives on Labour and Income*, Catalogue no. 75-001-X) est publié trimestriellement par le ministre responsable de Statistique Canada. ©Ministre de l'Industrie, 2008. ISSN : 1492-4978.

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s).

Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, 100, promenade Tunney's Pasture, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
-	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
([§])	statistiquement non significatif
P	préliminaire
r	rectifié
x	confidentiel
E	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

Faits saillants

Dans ce numéro

■ Prendre sa retraite ensemble?

- Chez 29 % des couples à deux soutiens comptant un conjoint ayant pris sa retraite en 2001, l'autre conjoint a fait de même dans une période de deux ans. Cependant, la tendance la plus courante était que les femmes prennent leur retraite après leur mari (43 %).
- Les conjoints gagnant tous deux un revenu semblent choisir le moment de leur retraite de façon plus indépendante. Entre 1986 et 2001, la proportion de ces conjoints ayant pris leur retraite dans une période de deux ans l'un de l'autre a diminué de 2 points de pourcentage, tandis que la proportion de conjoints ayant pris leur retraite dans une période de quatre ans a fléchi de 11 points. Inversement, la proportion de femmes qui ont pris leur retraite cinq ans ou plus après a augmenté de 7 points, et la proportion de maris, de 4 points.
- L'âge du mari, la différence d'âge entre les conjoints, l'obtention de prestations d'assurance-emploi, les gains et la protection en matière de pensions constituent des facteurs liés à la transition à la retraite des conjoints.

■ La formation liée au travail

- La participation à de la formation liée à l'emploi et parrainée par l'employeur est demeurée relativement stable à environ 23 % de 1993 à 2002.
- Toutefois, la participation à de la formation liée à l'emploi sans le soutien de l'employeur est passée de 4 % à 10 % au cours de la même période, presque entièrement en raison des travailleurs à plein temps.
- Le niveau de scolarité constitue un facteur principal de la participation à de la formation liée à l'emploi, et son incidence s'est accrue entre 1993 et 2002 chez les femmes.

Perspective

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

LA REVUE PAR EXCELLENCE

sur l'emploi et le revenu
de Statistique Canada

Oui, je désire recevoir L'EMPLOI ET LE REVENU EN PERSPECTIVE
(N° 75-001-XPF au catalogue).



Abonnez-vous aujourd'hui à *L'emploi et le revenu en perspective!*



ENVOYEZ À

Statistique Canada
Division des finances
100, promenade du
Pré Tunney, 6^e étage
Ottawa (Ontario)
Canada, K1A 0T6



TÉLÉPHONE

1 800 267-6677

Mentionnez PF027090



TÉLÉCOPIEUR

1-877-287-4369

613-951-0581



COURRIEL

Infostats@statcan.ca

MODALITÉS DE PAIEMENT (cochez une seule case)

Veillez débiter mon compte : MasterCard VISA American Express

N° de carte _____ Date d'expiration _____

Signature _____

Détenteur de carte (en majuscules s.v.p.) _____

Paiement inclus _____ \$

Signature de la personne autorisée _____

Abonnement	Canada (\$ CA)	Quantité	Total \$ CA
1 an	63,00		
2 ans	100,80		
3 ans	132,30		

Total			
TPS (5 %)			
TVP en vigueur			
TVH en vigueur (N.-É., N.-B., T.-N.-L.)			
Frais de port : États-Unis 24 \$ CA, autres pays 40 \$ CA			
Total général			

Nom _____

Entreprise _____ Service _____

Adresse _____ Ville _____ Province _____

Code postal _____ Téléphone _____ Télécopieur _____

Courriel _____

N° au catalogue	Titre
75-001-XPF	L'emploi et le revenu en perspective

*Frais de port : aucuns frais pour les envois au Canada. À l'extérieur du Canada, veuillez ajouter les frais de port comme indiqué. Les clients canadiens ajoutent soit la TPS de 6 % et la TVP en vigueur, soit la TVH (TPS numéro R121491807). Les clients de l'étranger paient en dollars canadiens tirés sur une banque canadienne ou en dollars US tirés sur une banque américaine selon le taux de change quotidien en vigueur. Les ministères du gouvernement fédéral doivent indiquer sur toutes les commandes leur code d'organisme RI _____ et leur code de référence RI _____

Vos renseignements personnels sont protégés par la Loi sur la protection des renseignements personnels. Statistique Canada utilisera les renseignements qui vous concernent seulement pour effectuer la présente transaction, livrer votre(s) produit(s), annoncer les mises à jour de ces produits et gérer votre compte. Nous pourrions de temps à autre vous informer au sujet d'autres produits et services de Statistique Canada ou vous demander de participer à nos études de marché.

Si vous ne voulez pas qu'on communique avec vous de nouveau pour des promotions ou des études de marché , cochez la case correspondante.

BON DE COMMANDE



Statistique Canada / Statistics Canada

Canada

Prendre sa retraite ensemble?

Grant Schellenberg et Yuri Ostrovsky

La retraite continue de changer de nombreuses façons. Cela est certainement vrai en ce qui concerne le moment où elle est prise, étant donné le taux décroissant d'activité chez les hommes plus âgés entre les années 1970 et le milieu des années 1990 et le renversement de ce taux au cours des dernières années (Marshall et Ferrao, 2007). De même, le processus semble changer, compte tenu des phénomènes tels que le travail après la retraite (Schellenberg et autres, 2006), la retraite progressive et les différents parcours vers la retraite (Nouroz et Stone, 2006). La retraite change également en ce qui a trait au parcours qu'empruntent les couples à deux soutiens.

Pendant une bonne partie du 20^e siècle, les couples âgés n'avaient qu'une décision à prendre quant à la retraite — celle du mari. Les femmes qui avaient un emploi rémunéré pendant leur vie le quittaient habituellement hâtivement pour prendre soin des enfants et travailler, sans salaire, à la maison. Cependant, en raison de la croissance marquée des femmes dans la population active rémunérée et de leur participation soutenue depuis les années 1970, la transition à la retraite des couples mariés s'est transformée. De plus en plus, les couples doivent prendre deux décisions plutôt qu'une seule et trouver un équilibre entre les préférences et les contraintes des deux partenaires qui contribuent de façon importante au revenu du ménage.

Cette situation a rendu les décisions relatives à la retraite plus complexes. Les chercheurs s'entendent pour dire que les couples préfèrent prendre leur retraite en même temps, surtout parce que la retraite est plus agréable lorsqu'on la partage avec un conjoint (Gustman et Steinmeier, 2004; An et autres, 2004;

Moen et autres, 2001; Szinovacz et Davey, 2005). Cependant, la possibilité de prendre sa retraite « conjointement » peut être limitée par des facteurs tels que la différence d'âge, l'état de santé, l'admissibilité à la pension, la perte d'un emploi et les aspirations professionnelles.

Jusqu'à maintenant, il y a eu peu de données probantes sur la transition à la retraite des conjoints au Canada. Au milieu des années 1990, environ le tiers des couples prenaient leur retraite dans l'année suivant la retraite du premier conjoint (Gower, 1998). Plus récemment, environ la moitié des couples approchant de la retraite avaient l'intention de prendre leur retraite en même temps (Schellenberg et autres, 2006). Cependant, les tendances en matière de départs réels à la retraite des conjoints n'ont pas encore été documentées.

Le présent article traite de plusieurs questions concernant la retraite des couples à deux soutiens : le niveau de synchronisation du départ à la retraite des deux conjoints, les facteurs liés au choix d'un parcours ou d'un autre pour le départ à la retraite des conjoints et les changements quant aux tendances en matière de retraite des conjoints pendant les années 1990 (voir *Sources des données et définitions*).

Tableau 1 État matrimonial des personnes âgées de 55 à 64 ans

	1976	1986	1996	2006
Hommes				
Mariés ou union libre	85,8	83,9	83,3	80,0
Séparés ou divorcés	3,7	5,5	8,2	10,6
Veufs	3,3	3,4	2,5	1,9
Jamais mariés	7,2	7,2	6,0	7,5
Femmes				
Mariées ou union libre	70,8	71,3	72,1	71,6
Séparées ou divorcées	4,7	7,5	10,9	14,3
Veuves	16,9	15,6	12,3	7,9
Jamais mariées	7,5	5,6	4,7	6,2

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Les auteurs sont au service de la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail. On peut joindre Grant Schellenberg au 613-951-9580 et Yuri Ostrovsky au 613-951-4299, ou l'un ou l'autre à perspective@statcan.ca.

La retraite devient plus complexe car davantage de femmes sont occupées

La plupart des Canadiens qui approchent de la retraite sont mariés, ce qui a peu changé au cours des 30 dernières années. Entre 1976 et 2006, la proportion de femmes âgées de 55 à 64 ans qui étaient mariées ou qui vivaient en union libre se situait à un peu plus de 70 % (tableau 1), tandis que la proportion d'hommes correspondante demeurait à plus de 80 %³. Les changements les plus remarquables au chapitre de l'état matrimonial consistaient en la croissance de personnes séparées ou divorcées et en la baisse de personnes veuves. Pour les personnes qui approchent de la retraite sans conjoint, cela est habituellement le cas en raison d'un divorce ou d'une séparation, plutôt que d'un veuvage ou que de ne s'être jamais mariées. (Les caractéristiques liées à la

retraite de ces personnes ne font pas partie du champ d'observation du présent article.)

Les antécédents professionnels des femmes dans ces couples ont changé de façon marquée. En 1976, près de la moitié des femmes mariées de 55 à 64 ans étaient inactives après l'âge de 40 ans (tableau 2). Plus du quart (27 %) n'avaient jamais occupé un emploi rémunéré et 19 % avaient travaillé pour la dernière fois avant l'âge de 40 ans. Compte tenu de leur participation limitée à la population active rémunérée, ces femmes n'ont pas pris leur retraite comme on l'entend habituellement et leur emploi rémunéré n'a jamais pesé dans la décision quant à la retraite de leur mari.

En 2006, la situation était très différente. Moins de 4 % des femmes mariées de 55 à 64 ans n'avaient jamais travaillé et seulement 10 % avaient occupé un emploi rémunéré

la dernière fois avant l'âge de 40 ans. Au contraire, la vaste majorité (77 %) était occupée au moment de l'enquête (48 %) ou avait exercé un emploi rémunéré à l'âge de 50 ans ou plus (29 %). Bref, la plupart des femmes mariées prennent aujourd'hui leur retraite d'un emploi rémunéré et la plupart des couples mariés ont l'occasion de prendre une retraite conjointe.

La plupart des femmes prennent leur retraite après leur mari

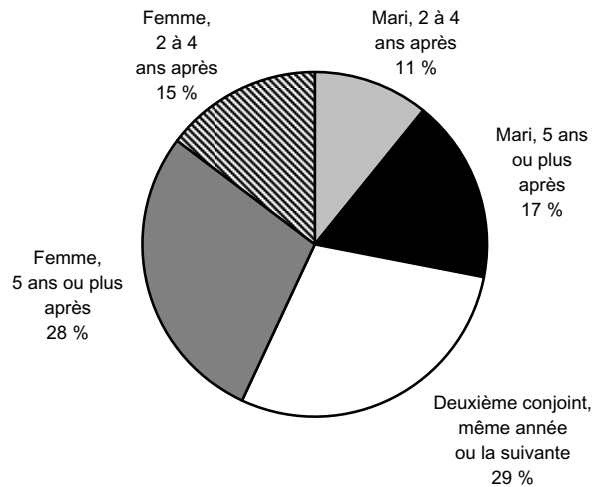
Parmi les couples à deux soutiens de la cohorte de retraités de 2001, 29 % des conjoints ont pris leur retraite dans une période de deux ans l'un de l'autre (graphique A). Cela comprend les couples dont les deux conjoints ont pris leur retraite en 2001 (14 %) et ceux dont un des conjoints a pris sa retraite en 2001 et l'autre, l'année suivante (15 %)⁴. La fréquence des retraites conjointes se situe généralement entre environ 20 % et 40 % (Blau, 1998; Hurd, 1990; O'Rand et Farkas, 2002; Johnson, 2004; Gower, 1998)⁵. De plus, la tendance quant à la retraite conjointe est appuyée par le regroupement des départs à la retraite dans une période de deux ans. Si une proportion significative de couples ont pris leur retraite conjointement, la tendance la plus courante était que les femmes prennent leur retraite après leur mari. Pour 28 % des couples à la retraite, le mari a pris sa retraite en 2001 alors que la femme n'avait toujours pas fait de même en 2005. Pour un autre 15 % des couples, la femme a pris sa retraite de deux à quatre ans après le mari. Cependant, plus du quart (28 %) des femmes ont pris leur retraite en premier. Cela comprend 11 % des couples au sein desquels la femme

Tableau 2 Antécédents professionnels des personnes mariées et âgées de 55 à 64 ans

	1976	1986	1996	2006
Hommes			%	
Occupés	76,4	65,9	56,6	65,1
N'occupant pas d'emploi				
Dernier travail à l'âge de 50 ans ou plus	18,5	26,9	34,4	26,4
Dernier travail à l'âge de 40 à 49 ans	1,6	2,2	3,7	3,8
Dernier travail avant l'âge de 40 ans	3,2	4,9	4,8	4,2
N'ayant jamais travaillé	0,3	0,1	0,6	0,5
Femmes				
Occupées	24,9	28,2	33,2	48,0
N'occupant pas d'emploi				
Dernier travail à l'âge de 50 ans ou plus	21,9	27,4	32,2	29,0
Dernier travail à l'âge de 40 à 49 ans	7,2	10,8	9,9	9,5
Dernier travail avant l'âge de 40 ans	18,7	22,3	15,6	10,0
N'ayant jamais travaillé	27,2	11,3	9,0	3,6

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Graphique A Le passage à la retraite des conjoints chez la cohorte de 2001 variait considérablement



Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

1986 et 2001, la proportion de femmes qui ont pris leur retraite cinq ans ou plus après leur mari a augmenté de 7 points, alors que la proportion de maris qui ont pris leur retraite cinq ans ou plus après leur femme a crû de 4 points de pourcentage. Les mêmes tendances étaient perceptibles pour les cohortes de retraités de 1991 ou de 1996. Dans l'ensemble, cela suggère que la retraite des conjoints se prend de plus en plus séparément.

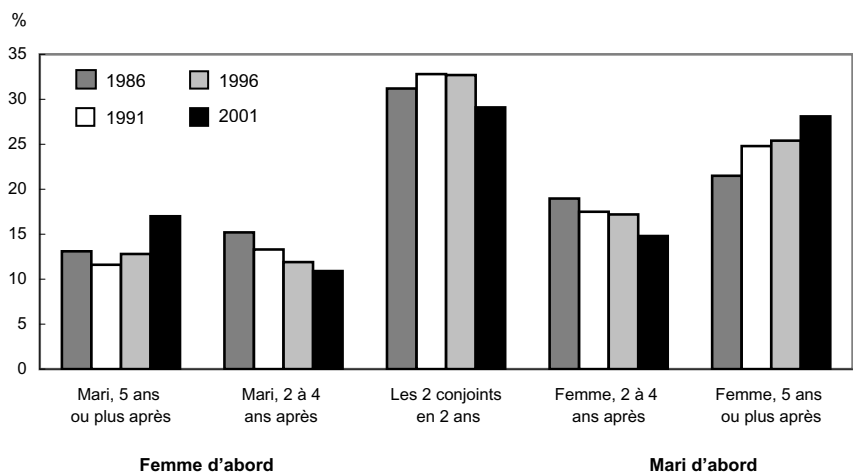
Nombre de facteurs influent sur la retraite des conjoints

La probabilité de suivre l'un ou l'autre de ces parcours vers la retraite est vraisemblablement affectée par de nombreux facteurs, y compris la différence d'âge entre les conjoints. Pour évaluer l'importance relative des différents facteurs, un modèle multivarié a été construit. Les cohortes de retraités de 1991, 1996 et 2001 ont été regroupées et un ensemble de caractéristiques a été établi pour déterminer leur relation avec la vraisemblance de prendre la retraite selon un parcours ou un autre. Les effets marginaux de ces caractéristiques montrent à quel point la probabilité prédite d'emprunter un parcours vers la retraite change lorsqu'une caractéristique précise est légèrement chan-

avait pris sa retraite en 2001 et le mari, de deux à quatre ans plus tard, et 17 % des couples dans lesquels le mari n'avait toujours pas pris sa retraite en 2005.

Certaines tendances ressortent (graphique B). Entre 1986 et 2001, la proportion de couples à deux soutiens dont les deux conjoints avaient pris leur retraite dans une période de deux ans a diminué de 2 points de pourcentage. En outre, la proportion de femmes qui ont pris leur retraite de deux à quatre ans après leur mari a diminué d'un peu plus de 4 points, tout comme la proportion d'hommes qui ont pris leur retraite de deux à quatre ans après leur femme. Cette diminution de 11 points au milieu de la distribution a été compensée par des augmentations aux extrémités. Entre

Graphique B La retraite des conjoints se prend de plus en plus séparément



Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales.

Tableau 3 Changement de la probabilité prédite concernant la transition à la retraite des conjoints

	Femme d'abord		Les 2 conjoints en 2 ans	Mari d'abord	
	Mari, 5 ans ou plus après	Mari, 2 à 4 ans après		Femme, 2 à 4 ans après	Femme, 5 ans ou plus après
Probabilité prédite	12,1	12,7	35,1	17,4	22,7
%					
Changement lié à la variation de :					
Âge du mari	-2,1	0 ^s	3,2	0,7	-1,8
Différence d'âge entre les conjoints	-0,9	-1,2	-2,1	0,5	3,7
Union libre ¹	0 ^s	0 ^s	0 ^s	0 ^s	0 ^s
Mari ayant de l'assurance-emploi ²	-6,8	-7,2	-5,3	8,3	11,1
Femme ayant de l'assurance-emploi ²	8,1	9,6	6,5	-9,0	-15,3
Gains du mari					
15 000 \$ à 44 999 \$ ³	0 ^s	0 ^s	0 ^s	0 ^s	0 ^s
45 000 \$ ou plus ³	-4,9	0 ^s	5,7	0 ^s	0 ^s
Gains de la femme					
15 000 \$ à 44 999 \$ ³	0 ^s	0 ^s	0 ^s	0 ^s	0 ^s
45 000 \$ ou plus ³	0 ^s	0 ^s	4,4	0 ^s	-3,7
Part de la femme quant aux gains	-0,2	-0,1	0 ^s	0 ^s	0,2
Mari cotisant à un régime de retraite ⁴	-5,5	0 ^s	0 ^s	3,6	0 ^s
Femme cotisant à un régime de retraite ⁴	-2,9	-2,4	-2,1	5,9	1,6
1996 ⁵	1,5	1,3	0 ^s	0 ^s	0 ^s
2001 ⁵	4,1	-2,4	-4,4	-2,6	5,3

1. Comparativement aux couples légalement mariés.

2. Comparativement à ceux ou celles ne recevant pas de l'assurance-emploi.

3. Comparativement à ceux ou celles gagnant moins de 15 000 \$.

4. Comparativement à ceux ou celles ne cotisant pas à un régime de retraite.

5. Comparativement à 1991.

Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales, 1991, 1996 et 2001.

gée (tableau 3). Par exemple, le modèle donne une probabilité prédite de retraite conjointe de 35,1 % (c.-à-d. que les deux conjoints prennent leur retraite dans une période de deux ans). Une augmentation d'une année quant à l'âge moyen des maris fait croître la probabilité de 3,2 points de pourcentage, les autres caractéristiques demeurant constantes. (Les cotisations au régime de retraite avant la retraite — une variable importante — n'étaient pas disponibles pour la cohorte de 1986, ce qui fait que l'analyse multivariée a été limitée aux cohortes de 1991, 1996 et 2001.)

Les trois premières variables étaient l'âge du mari, la différence d'âge entre les conjoints et le type d'union, c'est-à-dire un mariage légal ou une union libre.

La vraisemblance que les conjoints prennent leur retraite en même temps est plus élevée chez les couples plus âgés. L'augmentation d'une année de l'âge du mari fait diminuer la vraisemblance que l'un des conjoints prenne sa retraite cinq ans ou plus après l'autre d'environ 2 points de pourcentage et fait croître la vraisemblance d'une retraite conjointe de 3,2 points. On ne s'étonnera sans doute pas que si le mari dans un couple à deux sou-

tiens est âgé de 65 ans, sa retraite ou celle de sa femme sera susceptible d'être accompagnée (ou suivie de près) par celle de l'autre conjoint. En revanche, si le mari est âgé de 55 ans, sa retraite ou celle de sa femme est moins susceptible d'être accompagnée par la retraite de l'autre conjoint. L'autre conjoint est plus susceptible de continuer à travailler.

La différence d'âge entre les conjoints a également une importance. L'augmentation d'une année de la différence d'âge fait diminuer la probabilité prédite d'une retraite conjointe de 2,1 points de pourcentage et fait croître la probabilité

Sources des données et définitions

La présente étude se fonde sur une version à 20 % de la **banque de Données administratives longitudinales (DAL)**, qui est dérivée des données fiscales. Les fichiers de la banque DAL donnent des renseignements détaillés sur le revenu des particuliers et sur le revenu familial pour les personnes qui ont produit une déclaration de revenus entre 1982 et 2005. L'échantillon au 1/5 est choisi au hasard parmi tous les déclarants canadiens et, une fois choisies, les personnes demeurent au sein de l'échantillon aussi longtemps qu'elles se trouvent dans le Fichier sur la famille T1 annuel (T1FF). Les familles de recensement sont formées à partir des données personnelles que les déclarants fournissent au sujet des autres membres de la famille. Les déclarants sont reliés à leur conjoint (légal ou de fait) par le numéro d'assurance sociale ou par l'établissement d'une correspondance selon l'âge, le sexe, l'adresse et l'état matrimonial. Les renseignements de base sur la population active sont tirés de l'**Enquête sur la population active** mensuelle, qui porte sur la population civile dans les 10 provinces, à l'exclusion des pensionnaires d'établissements institutionnels.

Les couples à deux soutiens qui approchent de la retraite sont définis en cernant ceux dont le mari est âgé de 55 à 69 ans. L'échantillon est limité aux couples qui obtiennent leurs gains surtout d'un emploi rémunéré plutôt que d'un travail autonome, et qui ont eu des gains annuels moyens de 2 000 \$ ou plus au cours d'au moins trois années consécutives avant la retraite de l'un des conjoints ou des deux¹.

La retraite peut être définie de différentes façons, notamment en fonction des renseignements disponibles (Bowlby, 2007). Si la banque DAL donne beaucoup de détails concernant le revenu, elle comprend des renseignements limités sur les caractéristiques démographiques et celles du marché du travail. Par conséquent, les personnes à la retraite sont déterminées en fonction des changements à leurs caractéristiques du revenu avec le temps — plus précisément, lorsque leurs gains annuels diminuent à moins de 10 % de leur moyenne des trois années précédentes et qu'ils demeurent sous ce niveau au cours des cinq années suivantes. Par exemple, une personne qui aurait des gains annuels de 75 000 \$ pendant trois ans serait définie comme étant à la retraite lorsque ses gains annuels chuteraient sous les 7 500 \$ et demeureraient par la suite sous ce montant. Cette définition fait qu'il est possible qu'une personne à la retraite continue à participer d'une certaine façon à un emploi rémunéré et tient aussi compte du fait que certaines personnes peuvent « sortir » de la retraite².

À l'aide de ces critères, les tendances en matière de retraite des couples à deux soutiens au sein desquels au moins un conjoint a pris sa retraite en 1986, 1991, 1996 ou 2001 ont été cernées. Pour la cohorte qui a pris sa retraite en 2001, par exemple, les deux conjoints avaient des gains de 2 000 \$ ou plus en 1998, 1999 et 2000 (c.-à-d. qu'ils formaient un couple à deux soutiens), et en 2001, les gains d'au moins un conjoint ont chuté sous le seuil des 10 %. Les personnes à la retraite dont le conjoint a vu ses gains chuter sous la limite des 10 % en 2001 ou après ont également été identifiées.

que la femme prenne sa retraite cinq ans ou plus après son mari de 3,7 points. Bref, une femme beaucoup plus jeune que son mari est plus susceptible de continuer à travailler après qu'il a pris sa retraite qu'une femme qui a environ le même âge ou qui est plus âgée que son mari. Les tendances relatives à la retraite des couples en union libre n'étaient pas différentes de façon significative de celles des couples légalement mariés.

Les événements vers la retraite peuvent également influencer sur la transition des conjoints. La perte d'un emploi, par exemple, peut forcer l'un des conjoints à prendre sa retraite prématurément et réduire la possibilité d'une retraite conjointe. La perte d'emploi était incluse dans le modèle à l'aide d'une variable oui ou non indiquant si l'un des conjoints avait reçu des prestations d'assurance-emploi (a.-e.) pendant l'année précédant la retraite⁶. L'obtention de prestations d'a.-e. était liée de façon significative aux tendances de retraite des conjoints. Les maris et les femmes recevant

de telles prestations étaient beaucoup plus susceptibles de prendre leur retraite avant leur conjoint que ceux qui n'en avaient pas reçu. Par exemple, la probabilité prédite qu'une femme prenne sa retraite cinq ans ou plus après son mari augmentait de 11,1 points de pourcentage si ce dernier avait reçu des prestations d'a.-e. avant de prendre sa retraite. De même, la probabilité prédite qu'un mari prenne sa retraite cinq ans ou plus après sa femme augmentait de 8,1 points si celle-ci avait reçu de telles prestations avant de prendre sa retraite. Une interprétation possible est que lorsqu'un des conjoints prend sa retraite par l'entremise du chômage, l'autre continue à travailler pour compléter leurs ressources financières. En fait, dans les familles qui n'ont pas d'enfant en âge de travailler, les gains des femmes ont augmenté après la mise à pied du mari, de façon à compenser environ 22 % de la perte de gains de ce dernier (Morissette et Ostrovsky, 2008). Il est intéressant de noter que l'obtention de prestations d'a.-e. par le mari faisait diminuer la vraisemblance

d'une retraite conjointe, alors que si c'était la femme qui en avait obtenu, la vraisemblance était à la hausse. Les raisons de cette situation ne sont pas claires.

Les caractéristiques financières étaient également importantes. Les gains moyens des maris et des femmes avant la retraite était en corrélation avec la transition à la retraite des conjoints. Plus précisément, en comparaison de ceux qui gagnaient moins de 15 000 \$, les maris et les femmes qui gagnaient 45 000 \$ ou plus étaient nettement moins susceptibles de continuer à travailler cinq ans ou plus après la retraite de leur conjoint (entraînant des diminutions de la probabilité prédite de 4,9 et 3,7 points de pourcentage respectivement). Réciproquement, les maris et les femmes ayant des gains de 45 000 \$ ou plus étaient, de façon significative, plus susceptibles de prendre leur retraite en même temps, la probabilité prédite augmentant de 5,7 et 4,4 points respectivement⁷. Cela correspond à d'autres études (O'Rand et Farkas, 2002) qui ont relevé que les couples ayant un revenu plus élevé étaient plus susceptibles de prendre leur retraite ensemble.

La contribution de la femme aux gains totaux du couple avant la retraite était en corrélation avec les tendances relatives à la retraite des conjoints. Plus précisément, une augmentation d'un point de pourcentage de la contribution de la femme aux gains avant la retraite était liée à une hausse de 0,2 point de la probabilité prédite qu'elle prenne sa retraite cinq ans ou plus après son mari. On peut penser que les femmes qui contribuent à une plus grande part du revenu ont une plus grande responsabilité quant au bien-être financier du ménage et sont donc plus stimulées à continuer de travailler. Cependant, la banque DAL ne comprend aucun renseignement permettant de vérifier cette hypothèse.

Par ailleurs, le fait que les maris et les femmes au sein des couples à deux soutiens aient contribué à un régime de pension avant la retraite était en étroite corrélation avec la transition à la retraite. Plus précisément, comparativement aux femmes qui n'avaient jamais cotisé à un régime de pension, celles qui y avaient cotisé étaient, de façon significative, plus susceptibles de continuer à travailler après la retraite de leur mari et moins susceptibles de prendre leur retraite en premier. Par exemple, la probabilité prédite qu'une femme prenne sa retraite de deux à quatre ans, ou cinq ans après son mari augmentait de 5,9 points et 1,6 point respectivement si elle avait cotisé à un régime de pension.

Enfin, les résultats du modèle multivarié ont montré que, lorsque les caractéristiques mentionnées ci-dessus demeuraient constantes, la probabilité prédite que les deux conjoints d'un couple à deux soutiens prennent leur retraite dans une période de deux ans diminuait de 4,4 points de pourcentage entre 1991 et 2001, et la vraisemblance qu'ils prennent leur retraite dans une période de deux à quatre ans reculait d'environ 2,5 points. En revanche, la vraisemblance qu'une femme prenne sa retraite cinq ans ou plus après son mari augmentait de 5,3 points, et la vraisemblance que le mari prenne sa retraite cinq ans ou plus après sa femme progressait de 4,1 points de pourcentage. Cette tendance demeurait également valable pendant la deuxième moitié de la décennie, maris et femmes étant nettement plus susceptibles de prendre leur retraite cinq ans ou plus après leur conjoint en 2001 qu'en 1996.

Conclusion

En raison de l'entrée massive et de la participation soutenue des femmes dans la population active rémunérée, de nombreux Canadiens approchant maintenant de la retraite font partie d'un couple à deux soutiens. Le moment de leur retraite peut donc être évalué en fonction de leur âge, mais aussi en fonction du départ à la retraite de leur conjoint. L'âge de retraite a changé considérablement, et il en est ainsi pour la séquence de retraite des couples à deux soutiens. Dans l'ensemble, des données probantes montrent que la retraite de ces couples s'est prise de plus en plus séparément au cours des années 1990.

Du point de vue de la recherche, cette étude démontre que la détermination des tendances en matière de retraite des conjoints simplement en fonction de « qui prend sa retraite en premier » ou d'une « retraite conjointe » passe peut-être à côté d'un élément important de la situation globale. L'écart croissant entre le moment de la retraite des conjoints est attribuable à des proportions décroissantes de maris et de femmes qui prennent leur retraite de deux à quatre ans après leur conjoint et à des proportions croissantes qui prennent leur retraite cinq ans ou plus après. Ce changement serait masqué si on utilisait des catégories plus larges « femme en premier » ou « mari en premier ».

En raison du départ à la retraite imminent de la génération du baby-boom, on parle beaucoup de la façon dont les travailleurs âgés pourraient être encouragés à demeurer au travail (OCDE, 2006a) ainsi que des primes de retraite et des contraintes qu'imposent les

programmes publics, les règles des régimes de retraite et les politiques en milieu de travail (OCDE, 2006b). Les facteurs liés au conjoint représentent une autre considération, puisqu'une proportion croissante de travailleurs âgés pourraient tenir compte des plans et des préférences de leur conjoint pour prendre une décision concernant leur propre retraite. De telles considérations pourraient avoir un effet positif ou négatif sur l'offre de travailleurs. Les maris étant généralement de deux à trois ans plus âgés que leur femme, la préférence pour une retraite conjointe pourrait être réalisée si les femmes quittaient la population active quelques années plus tôt qu'elles ne l'auraient fait autrement ou si les maris travaillaient quelques années de plus. Cependant, l'incidence potentielle des considérations liées au conjoint pourrait être limitée par la façon de plus en plus indépendante dont les conjoints dans les couples à deux soutiens semblent choisir le moment de leur retraite.

Perspective

Notes

1. La détermination des travailleurs autonomes comme étant retraités ou non, en fonction des changements à leur revenu net provenant d'un travail autonome, pourrait causer problème. Par exemple, un travailleur autonome qui travaille activement pourrait déclarer un revenu net provenant d'un travail autonome négatif ou égal à zéro en raison de pertes ou de dépenses d'entreprise. C'est pourquoi une diminution d'une année à l'autre du revenu net provenant d'un travail autonome pourrait ne pas nécessairement signifier le retrait de la population active. À l'inverse, une personne recevant un revenu net provenant d'un travail autonome pourrait ne plus participer activement à la main-d'œuvre.
2. Deux définitions supplémentaires de la retraite ont été utilisées dans les premières étapes de l'analyse. Les personnes ont été définies comme étant à la retraite lorsque leurs gains annuels avaient chuté à zéro après au moins trois années consécutives de gains de 2 000 \$ ou plus. Une fois les retraités cernés, leurs gains n'étaient pas suivis dans les années subséquentes pour déterminer s'ils redevenaient positifs (dans le cas où les personnes avaient quitté la retraite). Les personnes ont également été définies comme retraitées lorsque leurs gains annuels avaient diminué à moins de 10 % de leur moyenne au cours des trois années précédant la retraite. Cette définition permettait la possibilité d'une participation limitée à un emploi rémunéré après leur départ initial à la retraite. Une fois les personnes définies comme retraitées, leurs gains n'étaient pas suivis dans les années subséquentes. Les tendances relatives au moment de la retraite des conjoints selon ces définitions étaient comparables à celles obtenues dans le corps de l'article.
3. L'Enquête sur la population active ne donne pas de renseignements sur les antécédents matrimoniaux, ce qui fait qu'on ne peut déterminer quelle proportion de ces personnes ont divorcé et se sont remariées.
4. L'exactitude de l'estimation du moment relatif du départ à la retraite de chacun des conjoints est limitée par les données sur les gains annuels. Si un des conjoints prend sa retraite à la fin janvier, ses gains pour l'année chuteront vraisemblablement sous la limite des 10 % et il sera défini comme retraité. Si l'autre conjoint prend sa retraite à la fin du mois de mars de la même année, ses gains annuels ne chuteront probablement pas sous la limite des 10 % avant l'année suivante. Par conséquent, les conjoints seront définis comme ayant pris leur retraite dans deux années consécutives, alors qu'en fait, leur retraite n'était séparée que de deux mois.
5. Les différences dans cette fourchette sont attribuables à des facteurs tels que l'utilisation de diverses sources de données, les critères de sélection de l'échantillon, les cohortes d'âge, les périodes de référence et les définitions ayant trait à la retraite. Blau suit les retraits de la population active d'un échantillon de personnes nées entre 1906 et 1911 et estime que de 30 % à 40 % des conjoints des couples à deux soutiens ont pris leur retraite dans une période d'un an l'un de l'autre. Hurd examine une cohorte légèrement plus jeune et estime que la fréquence des retraites conjointes est d'environ 25 %, alors que O'Rand et Farkas suivent les femmes dans la cinquantaine et au début de la soixantaine de 1989 à 1997 et estiment que la fréquence des retraites conjointes est de 33 % à 39 %. Johnson se penche sur la période de 1992 à 2002 et estime que la fréquence des retraites conjointes s'établit à 19 %. Dans l'une des rares enquêtes canadiennes sur le sujet, Gower estime qu'environ un tiers des conjoints des couples à deux soutiens quittent la population active dans une période d'un an l'un de l'autre.
6. Les personnes à la recherche active d'un emploi sont considérées en chômage dans l'Enquête sur la population active. Cela peut comprendre les travailleurs âgés qui quittent la retraite ou qui cherchent un emploi après avoir mis fin à leur carrière. Ces personnes n'ont peut-être pas demandé de prestations

d'assurance-emploi ou n'y sont peut-être pas admissibles, de sorte qu'elles seraient oubliées dans la variable sur les prestations d'assurance-emploi. Par conséquent, la variable des prestations d'a.-e. est vraisemblablement une mauvaise approximation du chômage. En outre, puisque les règles d'admissibilité à l'a.-e. ont été resserrées au début des années 1990, l'obtention de prestations est peut-être une meilleure approximation de la perte d'emploi en 1996 et 2001 qu'en 1991.

7. Les tableaux croisés simples montrent que les femmes ayant des gains de 45 000 \$ ou plus sont beaucoup plus susceptibles de prendre leur retraite cinq ans ou plus après leur mari que les femmes dans les groupes de gains inférieurs. Cependant, cette corrélation bivariée disparaît lorsque d'autres caractéristiques telles que la protection en matière de pensions et l'obtention de prestations d'a.-e. sont prises en considération.

■ Documents consultés

AN, Mark Y., Bent Jesper CHRISTENSEN et Nabanita DATTA GUPTA. 2004. « Multivariate mixed proportional hazard modeling of the joint retirement of married couples », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 19, numéro 6, 22 novembre, p. 687 à 704.

BLAU, David M. 1998. « Labor force dynamics of older married couples », *Journal of Labor Economics*, vol. 16, numéro 3, juillet, University of Chicago Press, p. 595 à 629, <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2535435.pdf> (consulté le 10 avril 2008).

BOWLBY, Geoff. 2007. « Définir la retraite », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 8, n° 2, février, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 17 à 21, http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-001-XIF/10207/art-2_f.pdf (consulté le 15 avril 2008).

GOWER, Dave. 1998. « La retraite chez les couples qui travaillent », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 10, n° 3, automne, n° 75-001-XPF au catalogue de Statistique Canada, p. 28 à 32, <http://www.statcan.ca/francais/studies/75-001/archive/f-pdf/f-9834.pdf> (consulté le 15 avril 2008).

GUSTMAN, Alan L., et Thomas L. STEINMEIER. 2004. « Social security, pensions and retirement behaviour within the family », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 19, numéro 6, 17 mai, p. 723 à 737.

HURD, Michael D. 1990. « The joint retirement decision of husbands and wives », *Issues in the Economics of Aging*, publié sous la direction de David A. Wise, chapitre 8, Chicago, Illinois, University of Chicago Press.

JOHNSON, Richard W. 2004. « Do spouses coordinate their retirement decisions? », *Issue in Brief*, n° 19, juillet, Boston, Massachusetts, Center for Retirement Research at Boston College, 7 p., http://www.urban.org/UploadedPDF/1000694_spouses_retirement.pdf (consulté le 11 avril 2008).

MARSHALL, Katherine, et Vincent FERRAO. 2007. « Participation des travailleurs âgés à la vie active », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 8, n° 8, août, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 5 à 12, <http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-001-XIF/75-001-XIF2007108.pdf> (consulté le 15 avril 2008).

MOEN, Phyllis, Jungmeen E. KIM et Heather HOFMEISTER. 2001. « Couples' work/retirement transitions, gender, and marital quality », *Social Psychology Quarterly*, vol. 64, n° 1, mars, p. 55 à 71, [http://www.jstor.org/sici?sici=0190-2725\(200103\)64%3A1%3C55%3ACWTGAM%3E2.0.CO%3B2-H](http://www.jstor.org/sici?sici=0190-2725(200103)64%3A1%3C55%3ACWTGAM%3E2.0.CO%3B2-H) (consulté le 11 avril 2008).

MORISSETTE, René, et Yuri OSTROVSKY. 2008. *Comment les familles et les personnes seules réagissent-elles aux licenciements? Un éclairage canadien*, n° 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 38 p., « Direction des études analytiques : documents de recherche », n° 304, <http://www.statcan.ca/francais/research/11F0019MIF/11F0019MIF2008304.pdf> (consulté le 16 avril 2008).

NOUROZ, Hasheem, et Leroy O. STONE. 2006. « Les modèles distinctifs de transitions à la retraite chez les travailleurs autonomes », *Les nouvelles frontières de recherche au sujet de la retraite*, chapitre 15, n° 75-511-XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, p. 279 à 318, <http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-511-XIF/0010675-511-XIF.pdf> (consulté le 16 avril 2008).

O'RAND, Angela M., et Janice I. FARKAS. 2002. « Couples' retirement timing in the United States in the 1990s », *International Journal of Sociology*, vol. 32, n° 2, été, p. 11 à 29.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (OCDE). 2006a. *Vivre et travailler plus longtemps*, Paris, Les éditions de l'OCDE, 162 p., « Vieillesse et politiques de l'emploi », <http://213.253.134.43/oced/pdfs/browseit/8106022E.PDF> (consulté le 16 avril 2008).

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (OCDE). 2006b. *Vieillesse et politiques de l'emploi : Canada*, Paris, Les éditions de l'OCDE, 146 p., <http://213.253.134.43/oecd/pdfs/browseit/8105162E.PDF> (consulté le 16 avril 2008).

SCHELLENBERG, Grant, Martin TURCOTTE et Bali RAM. 2006. « Les caractéristiques changeantes des couples d'âge mûr et la retraite conjointe au Canada », *Les nouvelles frontières de recherche au sujet de la retraite*,

chapitre 12, n° 75-511-XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, p. 219 à 240, <http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-511-XIF/0010675-511-XIF.pdf> (consulté le 16 avril 2008).

SZINOVACZ, Maximiliane E., et Adam DAVEY. 2005. « Retirement and marital decision making: Effects on retirement satisfaction », *Journal of Marriage and Family*, vol. 67, n° 2, mai, p. 387 à 398, <http://www.blackwell-synergy.com/doi/pdf/10.1111/j.0022-2445.2005.00123.x> (consulté le 16 avril 2008).

La formation liée au travail

Matt Hurst

L'apprentissage continu est devenu virtuellement une nécessité professionnelle. Dans presque tous les secteurs d'activité, la valeur attribuée aux compétences est de plus en plus élevée en raison des changements technologiques. Il est souvent nécessaire de suivre des cours de formation quelconque, qu'il s'agisse d'apprendre à faire fonctionner une machine de transformation des sables bitumineux ou à utiliser un logiciel d'analyse des placements.

Ce ne sont pas seulement les employeurs qui pressent leurs employés d'apprendre : ceux-ci ont leurs propres objectifs et motifs pour suivre une formation liée à l'emploi. Il peut s'agir de vouloir conserver son emploi, d'obtenir de l'avancement ou de décrocher un emploi auprès d'un autre employeur. La formation est aussi reliée à une hausse du revenu (Hum et Simpson, 2001; Lynch, 1997). Par exemple, un ingénieur électricien peut suivre un cours ayant trait à un nouveau système informatique de gestion de la consommation d'électricité pour assumer plus de responsabilités, pour améliorer son curriculum vitæ, et peut-être obtenir de l'avancement. Il y a aussi des raisons de nature autre qu'économique qui peuvent entrer en jeu,

comme un défi intellectuel à relever ou le plaisir d'apprendre quelque chose de nouveau.

À partir des données de l'Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes (EEFA), le présent article permet d'examiner de quelle façon la participation à des cours de formation liés à l'emploi a changé de 1993 à 2002 en fonction d'un certain nombre de caractéristiques sociales et démographiques. En particulier, les facteurs qui influent sur la formation parrainée par l'employeur et celle qui ne l'est pas sont examinés. Une analyse multivariée complète les totalisations (voir *Source des données et définitions*).

Plus de formation dans le nouveau millénaire

Dans l'ensemble, la participation à des cours de formation liés à l'emploi a augmenté de 1993 à 2002. Bien que les taux de participation aient chuté de trois points de pourcentage entre 1993 et 1997 (de 26 % à 23 %), ils se sont fortement ressaisis en 2002, pour s'établir à 31 % (tableau 1). Une étude canadienne portant sur les cours et les programmes de formation à partir de l'EEFA a constaté une tendance semblable (Xu et Lin, 2007). L'accroissement de la formation depuis le début du millénaire a aussi été dénoté dans des études américaines.

Tableau 1 Participation à des cours de formation chez les Canadiens occupés

	1993	1997	2002
Taux de participation		%	
Total ¹	26	23 ^(*)	31 ^(*)
Appui de l'employeur	23*	21 ^(*)	23*
Sans l'appui de l'employeur (réf.)	4	3 ^(*)	10 ^(*)
Cours par participant		moyenne	
Total	1,6	1,3 ^(*)	2,0 ^(*)
Appui de l'employeur	1,6	1,3 ^(*)	2,0 ^(*)
Sans l'appui de l'employeur	1,4	1,3	2,2 ^(*)
Durée de l'ensemble des cours		heures	
Total	45	43	57 ^(*)
Appui de l'employeur	40*	38*	56 ^(*)
Sans l'appui de l'employeur (réf.)	80	80	73

* différence significative par rapport à la catégorie de référence (réf.) [p < 0,05]

^(*) différence significative par rapport aux chiffres de 1993 (p < 0,05)

1. La somme des colonnes ne correspond pas aux totaux en raison d'un petit groupe de personnes ayant suivi un ou plusieurs cours parrainés ou non par l'employeur.

Source : Statistique Canada, Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes.

Matt Hurst est au service de la Division de la statistique sociale et autochtone. On peut le joindre au 613-951-1955 ou à perspective@statcan.ca.

Source des données et définitions

L'Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes¹ a été réalisée en 1994, 1998 et 2003 à titre de supplément à l'Enquête sur la population active (EPA). Elle comptait des questions sur les études et les activités de formation entreprises au cours de l'année précédente. L'analyse se limitait aux personnes occupées âgées de 25 à 64 ans, ce qui a donné des échantillons d'environ 19 500 personnes en 1993, 16 200 personnes en 1997 et 17 400 personnes en 2002. Les personnes occupées sont celles qui avaient un emploi, y compris les étudiants qui travaillaient et les travailleurs autonomes, la semaine précédant l'interview aux fins de l'EPA. L'échantillon est représentatif des 10 provinces du Canada, et exclut les personnes habitant une réserve indienne, les membres à plein temps des Forces armées et les pensionnaires d'un établissement institutionnel.

Cet article porte sur les gens qui suivent des cours de formation liés à l'emploi, c'est-à-dire une activité d'apprentissage qui prend la forme d'un cours, d'un atelier, d'un séminaire ou de travaux pratiques. L'autoformation n'est pas incluse. La durée des cours n'était soumise à aucune limite. Un cours était considéré comme lié au travail si la personne le suivait pour un emploi qu'elle occupait à ce moment ou pour un emploi futur, plutôt que pour satisfaire un intérêt personnel ou d'autres raisons.

Les taux de participation aux programmes et aux cours de formation variaient en fonction d'un certain nombre de caractéristiques importantes, mais des contraintes sur le plan des ressources ont empêché d'analyser à la fois les programmes et les cours. Les cours de formation ont été choisis parce qu'ils constituaient la part la plus importante du taux de participation global. Par exemple, en 2002, 86 % des participants ont suivi un cours ou plus. L'analyse exclut les programmes menant à un grade, un certificat ou un diplôme d'une école secondaire agréée, d'une école de métiers ou de formation professionnelle, d'un programme d'apprenti inscrit, d'un collège ou d'un cégep, ou d'une université. Les cours suivis comme passe-temps ou pour le développement personnel sont aussi exclus.

Les enquêtes de 1994 et de 1998 visaient toutes les activités de formation et comportaient des questions quant à leur lien avec l'emploi; l'enquête de 2003, quant à elle, portait seulement sur la formation liée à l'emploi. L'incidence de ce changement sur la possibilité de comparer les taux de participation moyens de 2002 avec ceux des années précédentes est inconnue. Les conclusions de cette étude sont toutefois en fonction des résultats d'un modèle de régression sur lesquels les changements apportés à l'enquête en 2002 n'ont pas d'effet.

Pour 1997 et 1993, les employés devaient déterminer si l'employeur « offrait la formation, payait les cours ou le transport, offrait un congé ou tout autre type d'appui ». En 2002, la principale question servant à établir si un cours était parrainé par l'employeur cherchait à savoir si l'employeur avait apporté son appui « en offrant la formation ou en payant pour celle-ci, en permettant un horaire flexible, en offrant le transport ou toute autre forme d'appui ». Cette dernière version peut avoir incité plus de répondants à déclarer que leur formation recevait l'appui de leur employeur puisque le concept d'horaire flexible est plus étendu que celui d'offrir un congé. Pour cette raison, le taux de participation de 2002 en ce qui concerne la formation sans l'appui de l'employeur est peut-être sous-estimé.

La régression logistique a servi à évaluer le rapport entre la participation à la formation et les caractéristiques personnelles et professionnelles. La variable dépendante est binaire; elle est égale à un pour les personnes qui ont suivi au moins un cours de formation et à zéro pour celles qui n'en ont suivi aucun. Un rapport de cotes pour un groupe particulier pourrait être interprété en fonction de combien de fois en plus (ou en moins, si le facteur est inférieur à 1) est la possibilité pour ce groupe de participer comparativement au groupe de référence.

Les échantillons ont été divisés en deux groupes — les personnes qui ont suivi une formation avec l'aide de leur employeur et celles qui n'ont pas eu de soutien de leur employeur. Les hommes et les femmes ont été examinés séparément, ce qui a fait quatre groupes en tout.

nes sur les cours de formation liés au travail. Aux États-Unis, les taux sont demeurés à peu près les mêmes à 22 % et 23 % entre 1995 et 1999 (Creighton et Hudson, 2002), pour subitement grimper à 27 % en 2004-2005 (O'Donnell et Chapman, 2006).

Le soutien de l'employeur a un effet important

La formation liée à l'emploi est assez courante. Près du tiers des travailleurs (quelque 3,9 millions de personnes) ont suivi des cours liés à l'emploi en 2002, et la majorité de ces cours étaient parrainés par l'employeur.

Par soutien de l'employeur, on entend offrir la formation, payer les frais ou le transport, et offrir un horaire de travail flexible. De 1993 à 2002, le taux de participation des personnes ayant suivi une formation parrainée par l'employeur est demeuré stable à 23 %. Une étude fondée sur l'Enquête sur le milieu de travail et les employés, dont la portée temporelle était beaucoup plus courte (1999 et 2001), tirait des conclusions semblables (Xu et Lin, 2007). Néanmoins, un nombre modeste mais croissant de personnes suivent des cours sans l'appui de leur employeur. Le taux de participation de ce groupe a plus que doublé, passant de 4 % à 10 % de 1993 à 2002.

Si les répondants travaillaient au moment de l'enquête, certains n'avaient pas occupé d'emploi pendant l'année de référence. En 1997, environ 3 % des personnes qui avaient suivi une formation sans l'appui de l'employeur n'avaient pas travaillé cette année-là. En 2002, ce pourcentage est demeuré le même. Ce facteur n'explique pas l'accroissement de la formation sans l'appui de l'employeur.

La participation croissante à la formation sans le soutien de l'employeur laisse croire qu'il y a un besoin qui n'est pas comblé par les employeurs. Si les employeurs voulaient que les employés soient formés, il serait vraisemblable qu'ils appuient la formation d'une quelconque façon. Il semble que la formation sans l'appui de l'employeur soit une décision qui relève uniquement de l'employé. Un employé peut souhaiter payer lui-même sa formation parce que son but est d'acquérir des compétences générales applicables à une vaste gamme d'emplois. Bien que la formation générale puisse être bonne pour l'employé, l'employeur peut être d'avis qu'elle fait croître les chances que l'employé change d'emploi, ce qui produirait une perte de l'investissement de l'employeur si c'est lui qui offre le financement (Lynch, 1997).

Les données sur les objectifs de la formation, qu'on retrouve pour la première fois dans l'EEFA de 2003, appuient cette notion. En 2002, 57 % des personnes qui ont entrepris une formation dans le but de trouver un emploi, de changer d'emploi ou de lancer leur propre entreprise avaient le soutien de leur employeur, comparativement à 82 % des personnes dont ce n'était pas l'objectif. De même, 60 % des employés qui voulaient un changement ont suivi des cours sans l'appui de leur employeur, tandis que seulement 30 % des personnes qui n'avaient pas cet objectif ont suivi des cours sans l'aide de leur employeur. Par conséquent, les types de cours qui aident les employés à changer d'emploi, et qui pourraient ne pas représenter un bon investissement pour l'employeur, ne reçoivent pas autant d'appui. En revanche, les employés ne semblent pas être décontenancés par cette situation, puisque seulement 3 % étaient d'avis que l'absence d'appui de l'employeur constituait un obstacle à la formation.

La formation parrainée par l'employeur

Il n'est pas surprenant que la participation à la formation appuyée par l'employeur soit liée au temps passé au travail. Les chances de participer des employés à

plein temps étaient plus élevées que celles des employés à temps partiel (tableau 2). Par exemple, en 2002, les femmes qui travaillaient à plein temps avaient deux fois plus de chances de suivre une formation avec l'appui de l'employeur. Pour un employeur, les fonds investis dans la formation sont plus rentables si les employés travaillent à plein temps. Les employeurs sont par ailleurs peut-être moins enclins à investir dans les employés à temps partiel, puisque les emplois qu'ils occupent sont plus susceptibles d'être temporaires.

Le type de travail est aussi un facteur important. Les cols bleus ou les personnes qui occupent des emplois de bureau, dans les ventes ou dans les services sont moins susceptibles d'aller en formation comparativement aux professionnels ou aux gestionnaires. En 2002, les chances que les hommes et les femmes occupant des emplois de bureau, dans les ventes et dans les services suivent une formation parrainée par l'employeur correspondaient à 0,6 fois celles des professionnels et des gestionnaires. Ces résultats étaient très semblables en 1993 et en 1997.

Les employés dont la durée d'occupation de leur emploi est plus longue sont plus susceptibles d'entreprendre une formation que ceux qui occupent leur poste depuis moins longtemps. Par exemple, en 2002, pour les femmes qui occupaient un poste depuis plus d'un an, les chances d'avoir une formation parrainée par l'employeur étaient plus de deux fois supérieures, après avoir tenu compte d'autres facteurs. On peut s'attendre à ce que l'inverse soit aussi vrai, puisqu'un nouvel emploi nécessite habituellement plus de formation. Une explication possible serait que les employeurs pourraient préférer investir dans la formation une fois que l'employé a prouvé sa loyauté envers l'entreprise, afin de ne pas perdre leur investissement (Hui et Smith, 2005). Une autre explication pourrait être que les nouveaux travailleurs sont souvent embauchés en particulier pour les compétences qu'ils possèdent déjà, tandis que les travailleurs entrés en fonction depuis plus longtemps ont peut-être besoin de cours de recyclage.

Les employés des grandes organisations (plus de 500 employés) sont plus susceptibles de recevoir de la formation parrainée par l'employeur que ceux qui font partie de petits organismes (moins de 20 employés). Cela n'est pas surprenant puisque les grandes entreprises ont souvent des services de ressources humaines plus élaborés et mieux financés qui permet-

Tableau 2 Rapports de cotes associés à la formation liée à l'emploi et parrainée par l'employeur

	Hommes			Femmes		
	1993	1997	2002	1993	1997	2002
	rapport de cotes					
Âge						
25 à 34 ans (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
35 à 44 ans	1,1	0,9	0,9	1,0	1,1	1,2
45 à 54 ans	0,9	0,9	0,9	1,0	1,1	1,1
55 à 64 ans	0,8	0,6*	0,6*	0,5*	0,8	0,8(*)
Sans diplôme d'études						
secondaires (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Diplôme d'études secondaires	1,5*	1,9*	2,3*(*)	2,1*	2,1*	2,6*
Certificat ou diplôme d'études						
postsecondaires	2,3*	2,8*	3,3*	2,3*	2,5*	3,9*(*)
Grade universitaire	2,2*	2,7*	2,9*	2,3*	3,1*	5,4*(*)
Sans enfant (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
1 enfant	1,0	1,1	0,8*	1,4*	1,2	0,8(*)
2 enfants	1,2	1,3*	1,1	1,5*	1,1	1,0(*)
3 ou plus	1,0	1,3	0,8	1,1	1,2	0,9
Sans conjoint (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Conjoint	1,3*	1,4*	1,3*	1,0	1,0	1,1
Emploi à plein temps (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Emploi à temps partiel	0,4*	0,5*	0,5*	0,5*	0,7*(*)	0,5*
Syndiqué (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Non syndiqué	0,7*	0,8*	0,9(*)	0,8*	0,8*	1,0
Professionnels et gestionnaires (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Emploi de bureau, ventes et services	0,6*	0,7*	0,6*	0,5*	0,6*	0,6*
Cols bleus	0,6*	0,6*	0,6*	0,4*	0,3*	0,4*
Emploi depuis un an ou moins (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Emploi depuis 1 à 6 ans	1,6*	2,3*	1,5*	2,3*	1,8*	2,1*
Emploi depuis 6 à 20 ans	1,8*	2,4*	1,6*	3,1*	2,4*	2,1*
20 ans ou plus	2,0*	2,9*	1,6*	2,7*	2,6*	2,4*
Taille de l'entreprise (employés)						
Moins de 20 (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
20 à 99	2,1*	1,4*	1,6*	1,3	1,7*	1,3
100 à 500	2,6*	3,0*	1,7*	2,3*	2,3*	1,7*
Plus de 500	5,7*	2,6*(*)	2,2*(*)	2,7*	2,1*	1,8*(*)
Secteur public (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Secteur privé	0,7*	0,7*	0,6*	0,6*	0,8*	0,6*
Terre-Neuve-et-Labrador	0,8	0,7	1,0	0,6*	0,7	0,9
Île-du-Prince-Édouard	1,0	1,2	1,3	1,9*	1,1	1,0(*)
Nouvelle-Écosse	1,1	1,4*	1,3	0,9	1,2	1,7*(*)
Nouveau-Brunswick	1,0	0,7	1,5*(*)	0,6*	0,7	1,2(*)
Québec	0,7*	0,5*	1,1(*)	0,6*	0,5*	1,0(*)
Ontario (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Manitoba	1,2	0,9	1,3	1,2	1,1	1,2
Saskatchewan	1,2	1,5*	1,5*	1,2	1,2	1,2
Alberta	1,0	1,0	1,2	1,5*	1,2	1,2
Colombie-Britannique	1,2	1,1	1,2	1,4*	1,1	1,4*

* différence significative par rapport à la catégorie de référence (réf.) [p < 0,05]

(*) différence significative par rapport aux chiffres de 1993 (p < 0,05)

Source : Statistique Canada, Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes.

Tableau 3 Participation à de la formation parrainée par l'employeur

	Hommes			%	Femmes		
	1993	1997	2002		1993	1997	2002
Total	23	20^(*)	22		23	22	25^(*)
25 à 34 ans (réf.)	21	18 ^(*)	24		22	21	26
35 à 44 ans	26*	21 ^(*)	24		26*	24	26
45 à 54 ans	24	23*	22		24	24	27
55 à 64 ans	15*	13*	14*		11*	13*	18 ^(*)
Sans diplôme d'études secondaires (réf.)	10	8	7 ^(*)		7	7	6
Diplôme d'études secondaires	19*	17*	18*		21*	18*	17*
Certificat ou diplôme d'études postsecondaires	27*	22 ^(*)	25*		25*	24*	28 ^(*)
Grade universitaire	34*	29 ^(*)	29 ^(*)		33*	33*	40 ^(*)
Sans enfant (réf.)	20	16 ^(*)	21		20	21	27 ^(*)
1 enfant	22	21*	20		25*	24	24
2 enfants	27*	24*	26*		27*	23 ^(*)	25
3 ou plus	23	24*	20		20	22	21*
Sans conjoint (réf.)	19	14 ^(*)	20		23	22	26 ^(*)
Conjoint	24*	22*	23		23	22	25
Emploi à plein temps (réf.)	23	21 ^(*)	23		26	24	29 ^(*)
Emploi à temps partiel	6* ^E	9* ^E	9* ^E		13*	15*	15*
Syndiqué (réf.)	27	24 ^(*)	30		30	28	38 ^(*)
Non syndiqué	22*	21	25 ^(*)		19*	22*	24 ^(*)
Professionnels et gestionnaires (réf.)	34	29 ^(*)	29 ^(*)		34	32	35
Emploi de bureau, ventes et services	19*	16*	20*		16*	16*	17*
Cols bleus	16*	14*	15*		8*	7* ^E	10*
Emploi depuis un an ou moins (réf.)	12	10	16 ^(*)		10	12	14 ^(*)
Emploi depuis 1 à 6 ans	21*	19*	23*		21*	21*	26 ^(*)
Emploi depuis 6 à 20 ans	26*	23 ^(*)	23 ^(*)		29*	26*	27*
20 ans ou plus	27*	23*	22*		24*	27*	34 ^(*)
Taille de l'entreprise (employés)							
Moins de 20 (réf.)	10	10	14 ^(*)		12	12	17 ^(*)
20 à 99	19*	15*	22*		18*	22*	22*
100 à 500	23*	27*	26*		29*	28*	31*
Plus de 500	39*	27 ^(*)	32 ^(*)		33*	29 ^(*)	34*
Secteur privé (réf.)	19	17 ^(*)	18		16	17	17
Secteur public	34*	32*	37*		32*	31*	37 ^(*)
Terre-Neuve-et-Labrador	20	16*	22		18	17*	24
Île-du-Prince-Édouard	21	17	22		36*	24 ^(*)	27
Nouvelle-Écosse	25	26	24		22	27	34 ^(*)
Nouveau-Brunswick	23	18*	27*		16*	19*	28 ^(*)
Québec	19*	13 ^(*)	22		16*	14*	25 ^(*)
Ontario (réf.)	24	22	21		24	24	24
Manitoba	24	21	24		25	22	28
Saskatchewan	25	25	24		24	26	29*
Alberta	24	21	23		27	26	25
Colombie-Britannique	25	21	22		27	24	28

* différence significative par rapport à la catégorie de référence (réf.) [$p < 0,05$](*) différence significative par rapport aux chiffres de 1993 ($p < 0,05$)

Source : Statistique Canada, Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes.

tent d'offrir de la formation. En outre, les employés des grandes entreprises ont plus de possibilités de changer d'emploi au sein de l'entreprise. Le risque formation-investissement des grandes entreprises est ainsi plus faible (Chowhan, 2005).

Toutefois, l'effet positif de la taille de l'entreprise s'est estompé avec le temps. Pour les femmes et les hommes, les chances de participer à de la formation parrainée par l'employeur étaient 2,7 fois et 5,7 fois plus élevées respectivement en 1993 dans les grandes entreprises par rapport aux petites, comparativement à seulement 1,8 fois et 2,2 fois en 2002. Cette situation se reflète dans la convergence des taux de participation entre les petites et les grandes entreprises. De 1993 à 2002, la participation des hommes à de la formation parrainée par l'employeur dans les petites entreprises a augmenté de quatre points de pourcentage, tandis qu'elle a perdu sept points dans les grandes entreprises (tableau 3). Cette dernière chute est notable puisque 38 % des hommes occupés travaillaient dans de grandes entreprises en 1993, comparativement à 52 % en 2002.

Cette harmonisation croissante des taux de participation entre les petites et les grandes entreprises peut être le résultat des petites firmes qui offrent plus de cours en informatique et des grandes entreprises qui en offrent moins. Les grandes entreprises ont rapidement mis en place des ordinateurs pour augmenter la productivité des employés. Lorsque les ordinateurs étaient nouveaux au travail, les employés avaient besoin de formation pour les utiliser. Cependant, aucune variation des taux de participation aux cours de traitement de données et d'informatique n'a été constatée de 1993 à 2002, peu importe la taille de l'entreprise.

Étant donné que le secteur public a toujours été un ardent promoteur de la formation, il n'est pas étonnant que ses employés aient un avantage sur ce plan vis-à-vis de leurs homologues du secteur privé².

Pour 1993 et 1997, l'absence de participation à des négociations collectives a réduit les chances de suivre des cours de formation, mais en 2002, aucune différence ne pouvait être remarquée.

Les caractéristiques personnelles sont aussi liées à la formation. Les techniques à une ou plusieurs variables démontrent l'une et l'autre que les personnes de 55 à 64 ans suivent moins de formation que les travailleurs âgés de 25 à 34 ans. Bien que les cours sur la santé, les

loisirs et le conditionnement physique soient utiles et facilement transférables à la retraite (Underhill, 2006), ce ne serait pas le cas pour la formation utile seulement au travail, comme apprendre à utiliser un logiciel spécialisé ou une machine.

Les personnes ayant un niveau de scolarité plus élevé participent davantage à de la formation parrainée par l'employeur, un résultat que confirment les ouvrages sur la formation des adultes. En outre, l'effet d'un niveau de scolarité plus avancé pour les femmes était supérieur en 2002 comparativement à 1993. Plus particulièrement, en 1993, les chances de suivre une formation étaient 2,3 fois plus élevées pour les femmes qui possédaient un grade universitaire que pour celles qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires, tandis qu'en 2002, le rapport de cotes était de 5,4. Ainsi, des études plus avancées avaient un effet positif plus important en 2002 qu'en 1993 sur les chances de formation.

En 1993, le fait d'avoir un ou deux enfants améliorait les chances de formation pour les femmes. En 2002, le fait d'avoir des enfants n'avait aucun effet.

En 1993, les chances de participer à de la formation parrainée par l'employeur étaient plus faibles pour les femmes à Terre-Neuve-et-Labrador, au Nouveau-Brunswick et au Québec que pour celles en Ontario. À l'Île-du-Prince-Édouard, en Alberta et en Colombie-Britannique, leurs chances étaient plus élevées.

Après comparaison des résultats de 2002 et de 1993 pour les femmes, les chances de participer à de la formation dans plusieurs provinces avaient changé au point qu'elles étaient les mêmes que celles de la province repère de l'Ontario. Pour l'Île-du-Prince-Édouard, les chances sont passées de 1,9 fois, relativement à celles en Ontario en 1993, à 1,0 en 2002 (c'est-à-dire que les possibilités de participer étaient les mêmes dans les deux provinces). Pour le Nouveau-Brunswick et le Québec, le rapport de cotes a augmenté au niveau de l'Ontario au cours de la même période. En 2002, les chances de participer étaient plus élevées pour les femmes de la Nouvelle-Écosse et de la Colombie-Britannique que pour celles de l'Ontario.

En 1993, le fait de vivre au Québec réduisait les chances de suivre une formation pour les hommes par rapport à ceux qui habitaient l'Ontario. Toutefois, en

2002, cette différence avait disparu. De même, en 2002, les hommes au Nouveau-Brunswick et en Saskatchewan avaient des chances plus élevées de participer à de la formation que ceux de l'Ontario.

La formation sans l'appui de l'employeur

Tel que mentionné précédemment, le taux de participation à de la formation sans l'appui de l'employeur est beaucoup moins élevé que pour la formation parrainée par l'employeur. La plupart des gens n'ont déclaré qu'un type de formation (avec l'appui de l'employeur ou sans l'appui de l'employeur) — rarement les deux (moins de 1 % en 1993, et seulement 2,5 % en 2002).

La durée d'occupation d'un emploi est un facteur important pour les personnes qui entreprennent des activités de formation de leur propre gré. Les possibilités de participer à ces activités sans l'appui de l'employeur sont moindres lorsque les hommes et les femmes occupent leur emploi depuis plus d'un an (tableau 4). Par exemple, en 2002, les possibilités chez les hommes qui occupaient leur poste depuis six ans ou plus correspondaient aux deux cinquièmes de celles des hommes qui tenaient leur emploi depuis un an ou moins. Étant donné que moins de formation parrainée par l'employeur est offerte aux travailleurs qui occupent leur emploi depuis moins d'un an, on peut supposer qu'il existe une lacune en formation pour les recrues. De nombreuses personnes corrigent cette lacune en suivant de la formation sans l'appui de l'employeur. Toutefois, la notion que les employeurs n'accordent pas assez de ressources en formation aux employés ne semble pas fondée, puisque seulement 2 % des employés en 2002 qui occupaient leur emploi depuis un an ou moins étaient d'avis que l'absence de soutien de l'employeur était une entrave à la formation.

Les probabilités de suivre une formation sans l'appui de l'employeur étaient beaucoup plus élevées pour les hommes qui occupaient un emploi à temps partiel en 1993 que pour ceux qui avaient un emploi à plein temps. Leur sécurité d'emploi étant moindre, les travailleurs à temps partiel pourraient tenir particulièrement à acquérir des compétences nécessaires pour qu'ils fassent bien leur travail et, par conséquent, suivent de la formation même sans l'aide de leur employeur. Cet effet n'a pas été constaté en 1997 ni en 2002. Cela laisse à penser que de 1993 à 2002, les possibilités que les hommes occupant un emploi à plein temps entreprennent de la formation sans l'appui de

leur employeur ont augmenté par rapport aux hommes qui travaillaient à temps partiel. La fréquence de leur formation sans le soutien de l'employeur a crû, passant de 3 % à 9 % de 1993 à 2002, et il n'y a eu aucun changement pour les travailleurs à temps partiel (tableau 5).

Les possibilités de suivre une formation sans l'appui de l'employeur pour les travailleurs au Québec étaient moindres que pour les travailleurs en Ontario.

L'augmentation de la fréquence de la formation sans le soutien de l'employeur de 1993 à 2002 a été constatée en tenant compte de toutes les caractéristiques, et il n'y avait aucun facteur prédominant. Il est à remarquer que les possibilités de suivre une formation sans le soutien de l'employeur ont augmenté pour les hommes occupant un emploi à plein temps de 1993 à 2002 par rapport aux hommes qui travaillaient à temps partiel.

Résumé

Le rythme de changement rapide de l'économie contemporaine exige que les travailleurs possèdent plus de compétences que jamais. Ce besoin peut être comblé, entre autres, en suivant des cours de formation (voir *Grande diversité des cours*). De 1993 à 2002, la fréquence de la formation parrainée par l'employeur est demeurée constante à 23 %. En revanche, la fréquence de la formation suivie sans le soutien de l'employeur est passée de 4 % à 10 % pendant la même période. Cela porte à croire que les Canadiens ont nettement ressenti le besoin d'améliorer leurs compétences professionnelles par leurs propres moyens. Au cours de cette période, les hommes qui occupaient un emploi à plein temps ont participé davantage à de la formation sans le soutien de leur employeur que ceux qui travaillaient à temps partiel et dont les niveaux de participation sont demeurés les mêmes. En 1993, 1997 et 2002, un niveau de scolarité plus élevé était lié à des possibilités supérieures de suivre une formation sans l'appui de l'employeur pour les Canadiens. De plus, les possibilités de suivre une telle formation étaient plus élevées pour les personnes qui occupaient leur emploi depuis un an ou moins.

Pour les personnes suivant une formation parrainée par l'employeur, un certain nombre de facteurs clés influent aussi sur leur taux de participation. Un niveau de scolarité élevé, l'occupation d'un poste depuis plus d'un an, une plus grande entreprise, un emploi profes-

Tableau 4 Rapports de cotes liés à la formation sans le soutien de l'employeur

	Hommes			Femmes		
	1993	1997	2002	1993	1997	2002
	rapport de cotes					
Âge						
25 à 34 ans (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
35 à 44 ans	1,5	1,3	1,1	1,9*	1,0	1,1(*)
45 à 54 ans	0,9	1,1	1,2	2,0*	1,4	1,1(*)
55 à 64 ans	0,3*	0,7	1,2(*)	0,7	0,7	1,2
Sans diplôme d'études						
secondaires (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Diplôme d'études secondaires	2,5*	4,1*	2,3*	1,3	2,9	1,2
Certificat ou diplôme d'études						
postsecondaires	3,4*	4,1*	2,5*	2,6*	6,4*	2,4*
Grade universitaire	5,5*	7,3*	3,4*	2,8*	5,6*	3,4*
Sans enfant (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
1 enfant	3,3*	0,7(*)	0,7(*)	0,9	0,7	0,9
2 enfants	1,8*	0,6(*)	1,0	0,8	1,0	1,1
3 ou plus	1,6	1,0	1,1	0,9	1,1	1,1
Sans conjoint (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Conjoint	0,5	1,3	1,0	1,2	0,6(*)	0,8
Emploi à plein temps (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Emploi à temps partiel	4,2*	1,5	1,6(*)	0,8	1,0	1,1
Syndiqué (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Non syndiqué	0,9	0,8	1,1	1,0	1,6	1,3*
Professionnels et gestionnaires (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Emploi de bureau, ventes						
et services	1,8*	1,6	0,8(*)	1,0	0,6*	0,6*
Cols bleus	0,9	1,3	0,8	0,8	1,2	0,7
Emploi depuis un an ou moins (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Emploi depuis 1 à 6 ans	0,4*	0,5*	0,6*	0,4*	0,3*	0,6*
Emploi depuis 6 à 20 ans	0,3*	0,5	0,4*	0,3*	0,2*	0,6(*)
20 ans ou plus	0,2*	0,2*	0,4*	0,4*	0,2*	0,7
Taille de l'entreprise (employés)						
Moins de 20 (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
20 à 99	1,2	0,8	0,9	1,1	0,8	0,9
100 à 500	1,4	1,0	1,2	0,9	1,3	1,1
Plus de 500	1,2	1,5	1,1	1,0	1,0	1,4*
Secteur public (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Secteur privé	1,1	1,1	0,9	0,8	0,5*	0,8
Terre-Neuve-et-Labrador	0,9	0,5	1,2	0,4	0,8	0,7
Île-du-Prince-Édouard	0,5	0,9	1,0	1,2	1,2	1,3
Nouvelle-Écosse	1,5	1,2	0,9	1,2	0,6	0,7
Nouveau-Brunswick	0,6	0,5	0,6	0,4*	0,9	0,6
Québec	0,4*	0,3*	0,4*	0,4*	0,2*	0,4*
Ontario (réf.)	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Manitoba	0,9	0,6	1,3	0,9	0,6	0,7*
Saskatchewan	0,8	0,4	1,1	0,8	0,5	0,7
Alberta	1,1	0,8	0,9	1,3	0,8	0,8
Colombie-Britannique	1,2	0,8	1,1	1,4	1,0	1,1

* différence significative par rapport à la catégorie de référence (réf.) [$p < 0,05$](*) différence significative par rapport aux chiffres de 1993 ($p < 0,05$)

Source : Statistique Canada, Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes.

Tableau 5 Participation à de la formation sans le soutien de l'employeur

	Hommes			%	Femmes		
	1993	1997	2002		1993	1997	2002
Total	3	3	9^(*)		5	3^(*)	11^(*)
25 à 34 ans (réf.)	4	3	7 ^(*)		4	4 ^E	10 ^(*)
35 à 44 ans	4 ^E	2 ^E	9 ^(*)		5 [*]	3 ^(*)	10 ^(*)
45 à 54 ans	2 [*]	2 ^E	10 ^(*)		6 [*]	3 ^{(*)E}	11 ^(*)
55 à 64 ans	1 ^{*E}	F	10 ^(*)		2 ^{*E}	F	11 ^(*)
Sans diplôme d'études secondaires (réf.)	1 ^E	1 ^E	4 ^{(*)E}		2 ^E	F	4 ^E
Diplôme d'études secondaires	3 ^{*E}	2 ^{*E}	7 ^(*)		3	2 ^{(*)E}	6 ^(*)
Certificat ou diplôme d'études postsecondaires	4 ^{*E}	3 [*]	8 ^(*)		6 [*]	4 ^{(*)E}	11 ^(*)
Grade universitaire	5 ^{*E}	4 [*]	15 ^(*)		7 [*]	5 [*]	17 ^(*)
Sans enfant (réf.)	2	3	9 ^(*)		5	4	11 ^(*)
1 enfant	5 ^{*E}	2 ^{(*)E}	7		5 ^E	2 ^{(*)E}	9 ^(*)
2 enfants	3	2 ^E	9 ^(*)		4	3	11 ^(*)
3 ou plus	3 ^E	3 ^E	10 ^(*)		5 ^E	4 ^E	11 ^(*)
Sans conjoint (réf.)	4 ^E	3 ^E	8 ^(*)		5	5 ^E	10 ^(*)
Conjoint	3	2	9 ^(*)		5	3 ^(*)	11 ^(*)
Emploi à plein temps (réf.)	3	2	9 ^(*)		5	3 ^(*)	10 ^(*)
Emploi à temps partiel	12 ^{*E}	5 ^{(*)E}	13 [*]		5	4	11 ^(*)
Syndiqué (réf.)	3	2 ^E	6 ^(*)		5	4 ^E	11 ^(*)
Non syndiqué	4	3	6 ^(*)		5	2 ^(*)	7 ^(*)
Professionnels et gestionnaires (réf.)	3	3	12 ^(*)		6	5	14 ^(*)
Emploi de bureau, ventes et services	5 ^E	3 ^E	8 ^(*)		4	2 ^(*)	8 ^(*)
Cols bleus	2 ^E	2 ^{*E}	6 ^(*)		3 ^{*E}	F	7 ^{(*)E}
Emploi depuis un an ou moins (réf.)	7	5 ^E	11		10	7 ^E	11
Emploi depuis 1 à 6 ans	3 ^{*E}	3 ^{*E}	9 ^(*)		5 [*]	3 ^(*)	10 ^(*)
Emploi depuis 6 à 20 ans	3 [*]	2 ^{*E}	8 ^(*)		3 [*]	2 [*]	11 ^(*)
20 ans ou plus	1 ^{*E}	1 ^{*E}	8 ^(*)		F	2 ^{*E}	11
Taille de l'entreprise (employés)							
Moins de 20 (réf.)	3 ^E	2 ^E	6 ^(*)		5	2 ^{(*)E}	6
20 à 99	4 ^E	2 ^{*E}	5 ^E		5 ^E	2 ^{(*)E}	6
100 à 500	4 ^E	2 ^E	7 ^E		4 ^E	4 ^E	8 ^(*)
Plus de 500	3 ^E	3 ^E	6 ^(*)		5	3 ^{(*)E}	10 ^(*)
Secteur privé (réf.)	3	3	8 ^(*)		4	2 ^{(*)E}	8 ^(*)
Secteur public	3	2 ^E	11 ^(*)		6 [*]	5 [*]	13 ^(*)
Terre-Neuve-et-Labrador	3 ^E	F	12 ^{(*)E}		F	F	9 ^{(*)E}
Île-du-Prince-Édouard	F	F	10 ^{(*)E}		6 ^E	5 ^E	14 ^{(*)E}
Nouvelle-Écosse	5 ^E	3 ^E	10 ^{(*)E}		6 ^E	F	10
Nouveau-Brunswick	F	F	8 ^{(*)E}		3 ^{*E}	4 ^E	10 ^(*)
Québec	1 ^{*E}	F	6 ^(*)		3 ^{*E}	1 ^{*E}	7 ^(*)
Ontario (réf.)	3 ^E	3	9 ^(*)		5	4 ^E	12 ^(*)
Manitoba	3 ^E	2 ^{*E}	11 ^(*)		4 ^E	3 ^E	9 ^(*)
Saskatchewan	2 ^E	F	10 ^(*)		5 ^E	3 ^E	11 ^(*)
Alberta	4 ^E	3 ^E	9 ^(*)		7	4 ^{(*)E}	11 ^(*)
Colombie-Britannique	4 ^E	4 ^E	11 ^(*)		8 ^E	4 ^E	13 ^(*)

* différence significative par rapport à la catégorie de référence (réf.) [p < 0,05]

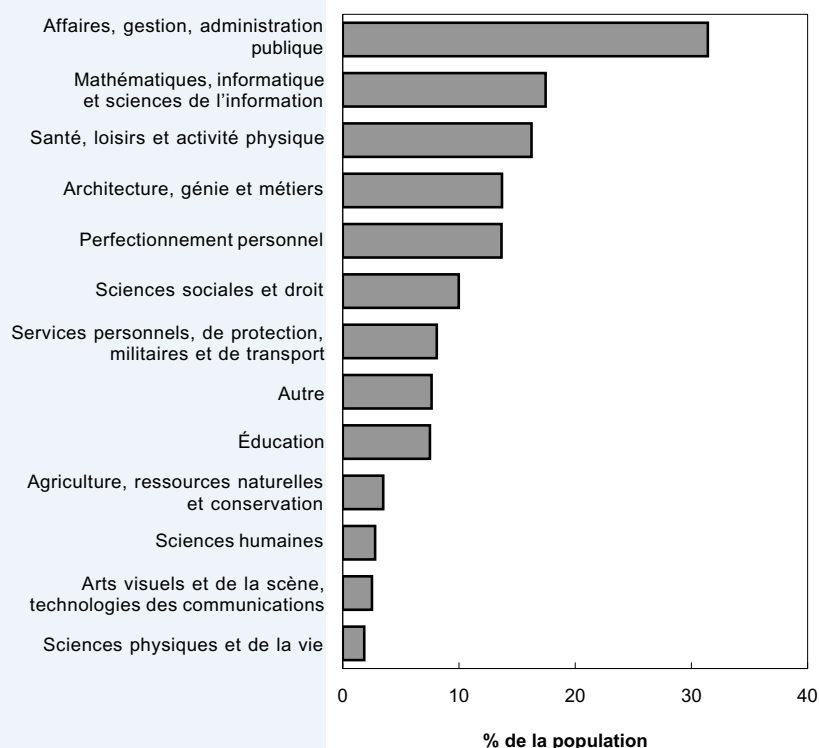
(*) différence significative par rapport aux chiffres de 1993 (p < 0,05)

Source : Statistique Canada, Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes.

Grande diversité des cours

Le concept de cours liés à l'emploi est assez étendu. En 2002, les cours suivis le plus fréquemment touchaient le domaine des affaires, de la gestion et de l'administration publique. Rien d'étonnant puisqu'une grande partie des personnes qui suivaient des cours occupaient un emploi professionnel ou en gestion. En deuxième et en quatrième place, on retrouvait les mathématiques, l'informatique et les sciences de l'information, puis l'architecture, le génie et les métiers. Cette situation traduit vraisemblablement l'importance des compétences en informatique et en technologies de l'information au travail ainsi que l'importance de la formation dans les domaines du génie et des métiers. En troisième et en cinquième position, on retrouvait la santé, les loisirs et l'activité physique, puis le perfectionnement personnel.

En 1993, les travailleurs en formation suivaient en moyenne environ 1,6 cours. En 2002, le nombre de cours suivis est passé à deux, et leur durée moyenne s'est accrue. Les cours suivis sans le soutien de l'employeur étaient d'environ la même durée pendant ces deux années.



Note : La somme ne correspond pas à 100 % puisque les personnes peuvent suivre plus d'un type de cours.
 Source : Statistique Canada, Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes, 2002.

sionnel ou en gestion, et un travail dans le secteur public étaient tous des facteurs déterminants pour augmenter les chances de participer à de la formation pour chaque année examinée (1993, 1997 et 2002). Chez les femmes, on a vu une augmentation de l'incidence de la scolarité sur la participation à de la formation de 1993 à 2002, qui est particulièrement importante étant donné l'effet déjà marqué de l'instruction par rapport à d'autres facteurs examinés dans l'étude.

Perspective

Notes

1. Les données de l'EEFA sont maintenant recueillies dans le contexte de l'Enquête sur l'accès et le soutien à l'éducation et à la formation de Statistique Canada, qui devrait commencer en 2008.

2. Les employés du secteur public travaillent dans les administrations fédérale, provinciales et municipales ainsi que dans les sociétés d'État, les régies des alcools et autres institutions gouvernementales comme les écoles (y compris les universités), les hôpitaux et les bibliothèques publiques.

Documents consultés

CHOWHAN, James. 2005. *Qui assure la formation? Les industries de haute technologie ou les établissements de haute technologie?*, n° 11-622-MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 69 p., « Série sur l'économie canadienne en transition », n° 006, <http://www.statcan.ca/francais/research/11-622-MIF/11-622-MIF2005006.pdf> (consulté le 6 mars 2008).

CREIGHTON, Sean, et Lisa HUDSON. 2002. *Participation Trends and Patterns in Adult Education: 1991 to 1999*, Statistical Analysis Report, février, U.S. Department of

Education, National Center for Education Statistics, NCES 2002-119, Washington, D.C., 82 p., <http://nces.ed.gov/pubs2002/2002119.pdf> (consulté le 3 mars 2008).

HUI, Shek-wai, et Jeffrey SMITH. 2005. *On the Training and Education of Canadians*, thèse de doctorat non publiée, Department of Economics, University of Western Ontario, London, Ontario, 221 p.

HUM, Derek, et Wayne SIMPSON. 2001. *Participation à la formation des adultes au Canada dans les années 1990 : une analyse multivariée avec les données de l'Enquête sur l'éducation et la formation des adultes*, octobre, Développement des ressources humaines Canada, Direction générale de la recherche appliquée, Ottawa, 49 p., « Document de travail », R-01-9-5F, <http://142.236.154.1/sp-ps/arb-dgra/publications/books/ir-01-9-5f.pdf> (consulté le 14 mars 2008).

LYNCH, Lisa M. 1997. « Do investments in education and training make a difference? », *Options politiques*, juillet-août, p. 31 à 34, <http://www.irpp.org/po/archive/jul97/lynch.pdf> (consulté le 11 mars 2008).

O'DONNELL, Kevin, et Chris CHAPMAN. 2006. *Adult Education Participation in 2004-05*, National Household Education Surveys Program of 2005, mai, U.S. Department of Education, National Center for Education Statistics, NCES 2006-077, Washington, D.C., 52 p., http://www.eric.ed.gov/ERICDocs/data/ericdocs2sql/content_storage_01/0000019b/80/1b/d4/37.pdf (consulté le 11 mars 2008).

UNDERHILL, Cathy. 2006. « La formation à différents âges », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 7, n° 10, octobre, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 18 à 29, http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-001-XIF/11006/art-2_f.pdf (consulté le 5 mars 2008).

XU, Kuan, et Zhengxi LIN. 2007. *Participation in Employer-sponsored Training in Canada: Role of Firm Characteristics and Worker Attributes*, mars, document de travail n° 2007-03, Department of Economics, Dalhousie University, Halifax, Nova Scotia, 49 p., <http://economics.dal.ca/Files/ParticipationinEmployer.pdf> (consulté le 27 mars 2008).

La tenue d'un recensement dans un marché du travail restreint

Ted Wannell

Les Canadiens apprécient les services gouvernementaux opportuns, économiques et adaptés à leurs besoins (Marson, 2007). Plusieurs services tels que l'éducation, les soins de santé, le transport en commun et le soutien à l'immigration nécessitent des renseignements sur de petites régions géographiques pour que la prestation de ces services soit efficace. De plus, on a besoin de chiffres de population exacts pour déterminer les transferts entre gouvernements à l'appui de ces services. Pour répondre à ces besoins, on effectue le Recensement de la population tous les cinq ans.

En plus d'appuyer la prestation de services, le recensement permet aussi de mener des recherches sur une vaste gamme d'enjeux sociaux et économiques. L'inégalité de revenu, les retours aux études, l'intégration des immigrants et les tendances de l'emploi sont seulement quelques-uns des sujets qui ont été explorés à partir des données du recensement. En outre, les renseignements démographiques détaillés ont une grande valeur pour les entreprises canadiennes et leur fournissent des occasions commerciales.

Le recensement fournit des renseignements sur un grand nombre d'activités et exige beaucoup de ressources. Un petit groupe de gestionnaires de projet de Statistique Canada entame la planification de chaque recensement des années à l'avance. Dans l'année précédant un recensement, des centaines d'employés de Statistique Canada sont réaffectés à des tâches temporaires de conception, développement et de mise sur pied du recensement. Ensuite, on engage des milliers de travailleurs temporaires pour accomplir le travail de collecte nécessaire sur le terrain. Pour le Recensement de 2001, on avait engagé 36 000 agents recenseurs et autres membres de personnel sur le terrain.

Ted Wannell est au service de la Division de l'analyse des enquêtes auprès des ménages et sur le travail. On peut le rejoindre au 613-951-3546 ou à perspective@statcan.ca.

Bien que le contenu du recensement demeure assez semblable au fil du temps¹, Statistique Canada envisage continuellement des façons de demeurer pertinent par rapport aux besoins d'information changeant de même que de maintenir et d'améliorer la qualité des données, l'efficacité et le sentiment de confidentialité chez les répondants. En vue de permettre l'atteinte de ces objectifs, les rouages du Recensement de 2006 ont subi les modifications les plus importantes depuis des décennies. La modification la plus évidente pour les répondants a été celle de la méthode de collecte.

Les innovations du Recensement de 2006

Par le passé, les agents recenseurs distribuait les formulaires de recensement à tous les ménages du pays et ils les ramassaient par la suite. Les agents recenseurs constituaient le visage de la collecte du recensement en renforçant le lien entre la collecte axée sur la collectivité et les avantages collectifs en aval. Même si la plupart des formulaires étaient remplis sans la présence des agents recenseurs, certains répondants avaient l'impression que des agents recenseurs recrutés dans leur quartier pourraient voir leurs données personnelles, ce qui était perçu par certains comme un problème de confidentialité.

Pour le Recensement de 2006, on a envoyé pour la première fois des formulaires par la poste à 70 % des ménages. Dans le reste du pays, des agents recenseurs devaient vérifier les adresses et ils laissaient le questionnaire sur place par la même occasion (secteurs de listage/livraison). Dans les deux cas, les ménages pouvaient renvoyer leur formulaire papier par la poste ou en ligne en utilisant un formulaire protégé dans Internet. Pour tous les retours de formulaires, on a réglé les problèmes de qualité et de formulaires incomplets dans un des trois centres locaux en effectuant un suivi téléphonique. Les formulaires Internet contenaient des vérifications de qualité intégrées ce qui permit de diminuer significativement le nombre de suivis. Dans

l'ensemble, un ménage sur cinq a répondu par Internet, la plus forte proportion parmi les pays qui offrent cette possibilité.

Les modifications apportées à la saisie et au traitement des données étaient moins visibles au grand public, mais elles n'en faisaient pas moins partie intégrante du plan global. Les activités de saisie étaient centralisées dans Ottawa-Gatineau et automatisées grâce à l'utilisation de scanners haute vitesse et de logiciels capables de numériser les réponses écrites.

Bien que les principaux motifs des modifications soient de fournir des options de réponse, d'augmenter l'efficacité à long terme et de répondre aux problèmes de confidentialité, les nouveaux processus ont aussi permis de réduire de façon importante la dotation prévue. En ayant moins de tâches à accomplir que par le passé, les agents recenseurs pouvaient couvrir de plus grandes régions et, par conséquent, on a pu engager et former moins d'agents. En outre, la fonction intégrée du contrôle de la qualité dans les formulaires Internet a été conçue afin de réduire le volume de visites de rappel pour obtenir des réponses manquantes ou incomplètes. Dans l'ensemble, ces modifications et d'autres ont donné lieu à une réduction de la dotation temporaire prévue, laquelle est passée de 36 000 en 2001 à environ 27 000 en 2006.

Comme c'est souvent le cas dans les projets à grande échelle, et comme l'exige maintenant une politique gouvernementale, le Recensement de 2006 a été effectué selon un cadre de gestion des risques. Certains des risques importants qui ont été reconnus au cours de la planification sont les suivants : l'élaboration d'un calendrier pour toutes les composantes de la nouvelle technologie de l'information; la fonctionnalité des formulaires Internet; la capacité du matériel informatique de supporter le trafic Internet aux heures de pointe; et la capacité de recruter des agents recenseurs dans plusieurs villes de l'Alberta où les marchés du travail sont très restreints. En fin de compte, la technologie a très bien fonctionné mais les pénuries de main-d'œuvre se sont avérées plus sérieuses et plus importantes que prévu.

L'effervescence du marché du travail

En 2006, le recensement a eu lieu durant la plus grande période d'effervescence du marché du travail depuis une génération. Dans les 12 mois précédant le jour du recensement (16 mai), 400 000 emplois à temps plein s'étaient ajoutés à l'économie alors que 36 000 postes à

temps partiel étaient perdus (Statistique Canada 2006). Juste pendant le mois de mai, 151 000 nouveaux emplois à temps plein ont été créés. À l'échelle nationale, le taux de chômage était à son niveau le plus faible depuis 32 ans à 6,1 % – il se trouvait en dessous de 5 % dans toutes les provinces à l'ouest de l'Ontario et à seulement 3,4 % en Alberta. Même si le chômage était un peu plus élevé dans l'est du Canada, bon nombre de régions enregistraient néanmoins les plus bas niveaux depuis longtemps.

La demande croissante en travailleurs a eu un effet inflationniste sur la rémunération. Alors que l'Indice des prix à la consommation avait augmenté de 2,8 % dans les 12 mois précédant le recensement, les gains moyens étaient en hausse de 3,8 % à l'échelle nationale et de 7,3 % dans le marché du travail restreint de l'Alberta. À titre de référence, les gains horaires étaient 19,60 \$ à l'échelle nationale et 20,95 \$ en Alberta, en comparaison du taux imposé par la loi de 11,88 \$ pour les agents recenseurs et de 15,62 \$ pour les surveillants (ou rémunérations à la pièce équivalentes). Ces taux ont été établis pour tenir compte du marché de travail national de 2006 généralement plus restreint et d'un mélange de tâches différent de celui de 2001.

Le grand jour approche

Comme le Recensement de 2006 allait compter largement sur l'envoi de formulaires par la poste, l'exactitude des adresses était importante. Ces adresses provenaient d'une base de données centrale, le Registre des adresses (RA), lequel puisait dans les renseignements recueillis de quelques recensements passés et étaient mis à jour grâce à diverses sources dont les vérifications sur le terrain. La vérification des renseignements d'adresse dans le RA s'appelle « prospection des îlots » et elle représente la première tâche exigeante en main-d'œuvre du travail sur le terrain dans le cycle du recensement. La prospection des îlots pour le Recensement de 2006 a été effectuée en deux vagues, débutant en septembre 2005 et se terminant en avril 2006. La prospection tardive des îlots était centrée sur les régions, comme les nouveaux lotissements, où l'on prévoyait des changements à la liste des adresses. On a engagé environ 2 000 travailleurs temporaires pour la prospection des îlots sans éprouver de problèmes importants.

Dans les semaines qui ont précédé le jour du recensement, les innovations technologiques étaient la principale préoccupation de l'équipe de gestion –

particulièrement l'application Internet. Une équipe d'experts externes avait attesté de la sécurité des applications Internet, mais on ne savait pas si le formulaire en ligne serait utilisé par les répondants et comment il fonctionnerait dans des situations réelles comme les connexions interrompues ou les interruptions découlant de l'utilisateur. On ne connaissait pas non plus la capacité du matériel informatique de traiter un volume de réponses. Pour explorer du mieux possible les conditions du jour du recensement, l'application a subi une série d'essais de volume simulant un grand nombre simultané d'utilisateurs avant que l'application soit en ligne.

Le jour du recensement, et durant les semaines suivantes, l'application Internet a très bien fonctionné. Afin de ne pas surcharger le système, le nombre de répondants pouvant se connecter au système en même temps était limité, mais ce « gracieux report » s'est produit durant seulement six heures le jour du recensement. (La plus forte demande a eu lieu le jour du recensement quand le nombre total de réponses a été près de 300 000.) Il était demandé aux répondants ne pouvant accéder au système de réessayer plus tard – dans plusieurs cas cela ne représentait que quelques minutes. Dans l'ensemble, un répondant sur cinq a choisi d'utiliser Internet, ce qui correspond aux meilleures prévisions d'utilisation. Les données étaient aussi de grande qualité en comparaison des réponses sur papier.

Le rôle des agents recenseurs

Comme on l'a déjà mentionné, 70 % des ménages vivent dans des régions couvertes par le RA. Ils ont reçu leurs formulaires de recensement ainsi qu'une invitation à répondre par Internet ou par la poste, environ une semaine avant le jour du recensement. L'envoi des formulaires de recensement aux ménages qui ne figuraient pas dans le RA (listage et livraison) constituait la première tâche importante pour la petite armée d'agents recenseurs. Cette étape a eu lieu environ au même moment que l'envoi par la poste; dans les deux semaines précédant le jour du recensement.

Puisque l'exactitude des estimations démographiques des petites régions est importante pour la prestation des services publics comme l'éducation et les programmes pour les personnes âgées, il était essentiel de toujours obtenir des taux de réponse élevés dans l'ensemble du pays. La deuxième tâche importante des agents recenseurs consistait à effectuer un suivi des ménages qui n'avaient envoyé aucune réponse, ni sur papier ni par Internet, 10 jours après le jour du recen-

sement. Les agents recenseurs avaient à déterminer si le logement à l'adresse donnée était en fait habité et, dans l'affirmative, obtenir les formulaires des occupants ou les aider à les terminer. Le suivi des cas de non-réponse devait continuer jusqu'en juillet, les activités de collecte se terminant à la fin du mois.

Les agents recenseurs avaient été engagés par un réseau de bureaux régionaux selon des normes et des niveaux de rémunération fixés par la législation fédérale. Le réseau était composé de trois centres régionaux, 36 bureaux locaux et 38 bureaux infralocaux. Le recrutement pour le listage et la livraison et pour le suivi des cas de non-réponse a commencé en avril 2006 et l'objectif était de recruter 27 000 agents recenseurs durant les périodes de ce processus. Environ 260 000 applications ont été reçues.

Les premiers signes de problèmes

La dotation pour les recensements antérieurs a posé des difficultés dans certaines régions où les marchés du travail étaient restreints. Comme il était mentionné dans le document de gestion des risques, on s'attendait à certaines difficultés en Alberta où le chômage atteignait un niveau infime sans précédent et les rémunérations augmentaient rapidement. Le taux de rémunération de 2006 a été établi afin de tenir compte du marché de travail plus restreint et du suivi nécessitant une main-d'œuvre plus spécialisée, mais une fois que le taux fut fixé on disposait de peu d'options. Pour rendre les emplois temporaires de recenseurs aussi intéressants que possible, certains emplois de recenseurs ont été offerts au taux de rémunération de surveillant aux endroits où le manque de main-d'œuvre était le plus criant.

Alors que les efforts de recrutement semblaient adéquats dans l'ensemble, la répartition géographique des candidats était très irrégulière. Dans des régions couvrant 9 000 unités de collecte représentant environ 4 500 postes, aucune application n'a été reçue. Il s'agissait principalement de régions rurales. Il devint rapidement évident que les rémunérateurs des régions avoisinantes auraient à se déplacer pour s'occuper de ces régions. De plus, bon nombre de personnes qui ont répondu étaient disposées à travailler seulement à temps partiel. Même si ces problèmes étaient particulièrement graves dans les marchés du travail effervescents de l'Alberta, d'autres points chauds sont ressortis – Vancouver, Toronto et Montréal, très certainement, mais aussi des villes de taille moyenne et de plus petites tailles en Ontario et dans le Canada atlantique

(p. ex. les communautés rurales et les faubourgs-dortoirs justes au nord de Toronto – Orangeville, Stouffville/Uxbridge; Halifax/Dartmouth; et l'est de l'Î.-P.-É.)

En tout, pas plus de 17 000 rémunérateurs travaillaient en même temps durant le Recensement de 2006. Ce nombre a diminué rapidement à 9 000 alors que seulement 3 000 étaient prêts à travailler plus de 20 heures par semaine.

Même si les enjeux relatifs à la main-d'œuvre sont apparus tôt durant la période de collecte, l'étendue et la gravité des problèmes ne sont pas devenues évidentes avant le dénombrement des taux de réponse provisoires en préparation du suivi des cas de non-réponse. Les taux de réponse étaient un peu plus faibles que prévu dans l'ensemble du pays et ils étaient particulièrement faibles dans les régions où il y avait des problèmes de recrutement pour le listage et la livraison. Ces deux observations avaient plusieurs répercussions. Premièrement, à moins d'une vague tardive de réponses, le suivi des cas de non-réponse nécessiterait habituellement un plus grand apport de travail que prévu. Deuxièmement, la demande pour cette main-d'œuvre serait plus grande dans les régions qui connaissaient les plus graves difficultés de recrutement. Enfin, les tendances de la non-réponse pourraient poser des problèmes de qualité des données si on ne pouvait résoudre les cas de non-réponse à l'étape du suivi.

L'évaluation et la réponse

Un cadre de gestion des risques vise à offrir des pistes de réponse à ces types de problèmes. Comme les premiers questionnaires retournés indiquaient des problèmes de non-réponse généralisés, il fallait prendre certaines mesures à l'échelle nationale. La première initiative a été de prolonger le programme des communications du recensement qui normalement diminue progressivement après la période de collecte. Le programme d'information publique insistait sur l'importance du recensement et faisait connaître les deux méthodes de réponse. La deuxième initiative a été de prolonger d'un mois la période de collecte.

La décision de prolonger la période de collecte découlait d'expériences très favorables du point de vue technique. L'application Internet fonctionnait bien et produisait des données très épurées et, comme il a été mentionné, le niveau d'utilisation correspondait au maximum du niveau prévu. Les scanners haute vitesse fonctionnaient conformément aux spécifica-

tions et balayaient de bons volumes de données pour un traitement ultérieur. Un aspect important du traitement était un retour au suivi téléphonique quand le logiciel de contrôle de la qualité relevait des réponses incomplètes. La haute qualité des données de réponse par Internet et le débit rapide du balayage des données ont produit un plus faible volume de travail et ont permis une progression rapide du processus manuel. Par conséquent, on a trouvé qu'on pouvait prolonger la période de collecte, au moins pour une courte période, sans conséquence sur les jalons subséquents de traitement et de diffusion. Ces constatations ont aussi donné l'occasion de mettre à l'essai une autre innovation de processus qui consistait à transférer certains suivis des cas de non-réponse des agents recenseurs à l'unité téléphonique qui traitait les suivis des cas rejetés au contrôle.

Un autre élément de la structure technologique a aidé à encadrer le suivi des cas de non-réponse. Comme les réponses individuelles pouvaient provenir soit de formulaires Internet ou de formulaires papier, il fallait un fichier de contrôle qui intégrait les réponses des deux types de formulaires. Ce fichier était continuellement mis à jour et pouvait par conséquent être utilisé pour diriger le gros des efforts intensifs de suivi aux régions ayant les plus faibles taux de réponse.

Avec la prolongation de la période de collecte et les activités de ciblage géographique, les ressources humaines ont modifié graduellement leur objectif qui est passé de tenter de recruter davantage de personnel à utiliser le personnel déjà disponible de façon plus efficace. Alors que les taux de réponse globaux montaient légèrement et qu'ils étaient comptabilisés dans le fichier de contrôle, la gestion active de la collecte pouvait commencer. On pouvait transférer les agents recenseurs des régions ayant des taux de réponse élevés dans des régions voisines où les taux de réponse étaient faibles. À titre d'exemple, les agents recenseurs des banlieues ou des régions rurales voisines étaient transférés aux centres-villes, où les taux de réponse étaient généralement plus faibles. Le transfert de ressources s'était déjà produit au cours des recensements passés, mais pas dans les proportions nécessaires en 2006.

Bien que le déplacement des équipes de « triage » du recensement ait été efficace dans bon nombre de régions, dans d'autres régions, des pénuries généralisées de main-d'œuvre ou d'autres difficultés (comme la réticence de certains agents recenseurs ruraux à travailler dans des quartiers du centre-ville) ont nécessité

des actions plus énergiques. Après plusieurs semaines de prolongation de la collecte, il était évident qu'on ne pourrait atteindre des taux de réponse adéquats dans certaines régions avec le personnel disponible. Comme le volume de traitement diminuait, on a recruté les travailleurs temporaires du centre de traitement pour effectuer le suivi des cas de non-réponse à Ottawa, car cette ville faisait partie des régions à problèmes. Plus précisément, on a fait appel aux employés du bureau central pour qu'ils se portent volontaires pour les activités de suivi dans d'autres régions où les cas de non-réponse restaient élevés, particulièrement en Alberta. Dans l'ensemble, quelque 400 employés ont répondu à l'appel et 130 ont été sélectionnés et formés. La plupart ont été mutés en Alberta pour le suivi des cas de non-réponse et, en travaillant de longues heures, ont fourni le gros effort nécessaire pour obtenir des taux de réponse adéquats dans de nombreuses régions. Cet exercice a eu comme retombé secondaire de donner au personnel une meilleure appréciation de quelques-uns des défis que comporte la collecte et des enjeux auxquels ont à faire face le personnel sur le terrain.

Les conséquences en aval

Les activités de collecte de grande échelle et l'application Internet ont été interrompues à la fin du mois d'août. Par conséquent, il a fallu prolonger les activités de traitement jusqu'à la mi-octobre. La compression des activités subséquentes pour atteindre les cibles de diffusion initiales aurait représenté des risques déraisonnables pour la qualité de l'information à diffuser, par conséquent, il a été décidé en octobre 2006 que la date de la première diffusion serait reportée d'un mois. Parce que les innovations technologiques devaient avancer d'un mois l'échéancier de diffusion par rapport au Recensement de 2001, à la fin, la pénurie de main-d'œuvre annule les gains des avancées technologiques.

En ce qui a trait à la qualité des données, les répercussions des pénuries de main-d'œuvre sont difficiles à déterminer avec précision. Au cours des dernières années, les taux de réponse à toutes les enquêtes ont généralement diminué et le recensement ne fait pas exception tout comme le démontre le taux de réponse quelque peu plus faible que prévu dans tout le pays. Assurément, certaines régions ont posé des difficultés particulières qui ont donné lieu à des mesures sans précédent. La gestion active de la collecte a limité les répercussions, mais il persistait une certaine variation dans les résultats. Même si le taux de réponse visé était

de 98 % pour les activités de collecte du Recensement de 2006, le taux réel a atteint 97,3 % (comparable au 98,4 % en 2001). Parmi les 47 500 unités de collecte d'un bout à l'autre du Canada, 55 % ont atteint le taux de référence, 35 % ont été déclarées avec des taux un peu plus faibles et l'autre 10 % des unités ont été acceptés avec un taux de réponse moyen de 94 % après les mesures correctives (Bureau du vérificateur général du Canada 2007). On produit des indicateurs plus détaillés de la qualité des données avec les diffusions du recensement et grâce à des études spécialisées postcensitaires.

Il est évident que certaines des mesures prises pour augmenter les taux de réponse dans les régions les plus affectées ont entraîné des coûts de collecte relativement plus élevés dans ces régions. Cependant, ces coûts plus élevés ont été équilibrés par les économies plus importantes que prévu provenant des développements technologiques et l'embauche de personnel moindre que prévu tôt durant la période de collecte. Finalement, le budget du Recensement de 2006 a été respecté. Un examen de la gestion du Recensement de 2006 par le Bureau du vérificateur général a conclu que les actions prises balancent d'une manière appropriée l'exactitude, la rapidité d'exécution et le coût.

Les leçons apprises

Bien qu'elles aient été considérées comme l'aspect le plus risqué du Recensement de 2006, les innovations technologiques et celles relatives au processus ont contribué de façon importante à l'ensemble des activités. L'envoi par la poste des questionnaires grâce au Registre des adresses a réduit les coûts de listage et augmenté le sentiment de confidentialité chez les répondants. La possibilité de répondre par Internet a produit des données de haute qualité tout en nécessitant peu de suivi après la collecte. Les scanners de questionnaires papier ont fonctionné selon les spécifications, ce qui a permis de réaliser d'importantes économies par rapport à l'entrée manuelle. Le Système de contrôle principal qui faisait l'intégration des réponses sur papier et par Internet a augmenté la capacité de gérer activement le processus de suivi des cas de non-réponse. Tous ces éléments favorables ont contribué à compenser les difficultés qui se sont présentées au niveau des ressources humaines.

Étant donné ces réussites, l'approche technologique du Recensement de 2006 sera réutilisée pour le Recensement de 2011 tout en rehaussant les cibles pour les régions visées par les envois postaux et pour les

réponses par Internet. En investissant davantage dans le Registre des adresses dans les années à venir, on augmentera la couverture des envois par la poste, qui passera de 70 % en 2006 à 80 % en 2011. Pour ce qui est de la réponse par Internet, l'objectif est de presque doubler le taux pour le faire passer à 40 %. Cet objectif semble accessible, puisqu'un sondage récent effectué par un entrepreneur privé a permis de constater que la moitié des personnes sondées préfèrent répondre aux enquêtes par Internet.

L'atteinte de ces objectifs devrait aussi réduire considérablement l'apport de travail nécessaire pour les activités de listage/livraison et de suivi des questions rejetées (téléphone) au contrôle.

Cependant, même en présumant des meilleurs scénarios d'élaboration du Registre des adresses et d'adoption de la méthode de réponse par Internet, le Recensement de 2011 demeurera exigeant en main-d'œuvre, nécessitant environ 20 000 travailleurs temporaires. Les plans pour minimiser les difficultés de dotation qui se sont présentées en 2006 comprennent un salaire horaire plus élevé, des outils de géocartographie améliorés pour un meilleur appareillage entre les candidats et les postes disponibles, un processus d'embauche simplifié pour informer plus rapidement les candidats s'ils ont obtenu un poste, de meilleures stratégies de communication et des outils supplémentaires pour les responsables du recrutement (comme les profils de la main-d'œuvre pour les régions respectives).

Perspective

■ **Notes**

1. Au fil du temps, on apporte effectivement des modifications aux formulaires (particulièrement au questionnaire complet), sous réserve d'un processus de consultation prescrit qui a lieu pendant chaque période intercensitaire.

■ **Documents consultés**

MARSON, Brian. 2007. Le service axé sur le citoyen—de la recherche aux résultats. *Archives de discussions informelles* de la série de diffusion web. Le 27 novembre 2007. École de la fonction publique du Canada. http://www.cspc-efpc.gc.ca/events/armchair/archives/arm_descrip07_f.html#20071127 (consulté le 9 avril 2008).

Bureau du vérificateur général du Canada. 2007. Rapport de la vérificatrice générale du Canada à la chambre des communes d'octobre 2007. « Chapitre 6. La gestion du Recensement de 2006 — Statistique Canada. » 35 p. http://www.oag-bvg.gc.ca/internet/docs/20071006c_f.pdf (consulté le 9 avril 2008).

Statistique Canada. 2006. « Enquête sur la population active—Mai 2006. » *Le Quotidien*. Le 9 juin 2006. 10 p. <http://dissemination.statcan.ca/Daily/Francais/060609/q060609a.htm> (consulté le 9 avril 2008).