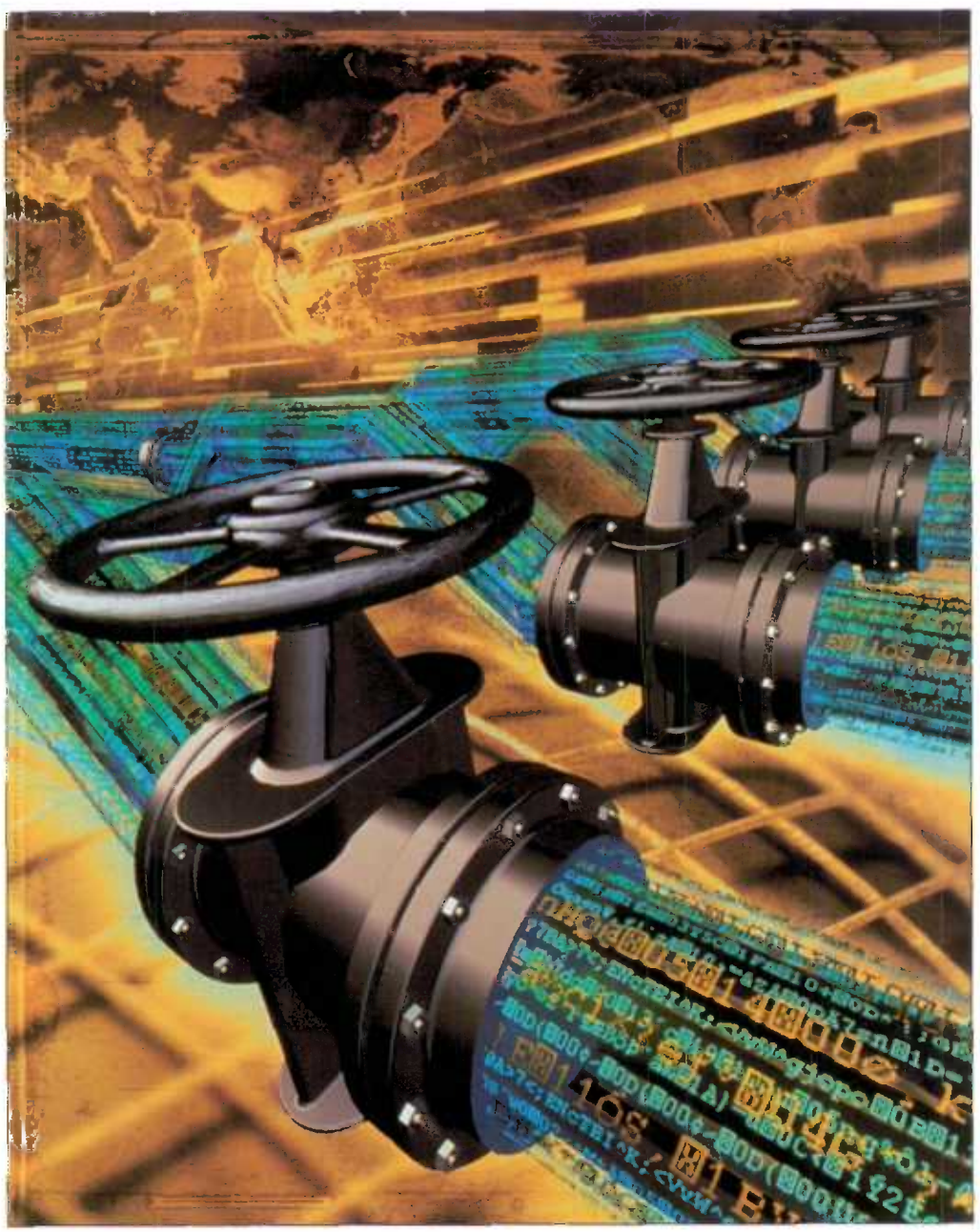
N° 75-001-XPF au catalogue

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

ÉTÉ 1999
Vol. 11, n° 2

- FLEXIBILITÉ DU REVENU D'EMPLOI
- RETRAITE ULTÉRIEURE
- ÉPARGNE-RETRAITE
- HEURES DE TRAVAIL
- ALPHABÉTISATION ET EMPLOI



Statistique Canada
Statistics Canada

Canada

À votre service...

Des données sous plusieurs formes

Statistique Canada diffuse les données sous formes diverses. Outre les publications, des totalisations habituelles et spéciales sont offertes. Les données sont disponibles sur Internet, disque compact, disquette, imprimé d'ordinateur, microfiche et microfilm, et bande magnétique. Des cartes et d'autres documents de référence géographiques sont disponibles pour certaines sortes de données. L'accès direct à des données agrégées est possible par le truchement de CANSIM, la base de données ordinolingue et le système d'extraction de Statistique Canada.

Les centres de consultation régionaux de Statistique Canada dans les principales villes canadiennes

Halifax	(902) 426-5331	Regina	(306) 780-5405
Montréal	(514) 283-5725	Edmonton	(780) 495-3027
Ottawa	(613) 951-8116	Calgary	(403) 292-6717
Toronto	(416) 973-6586	Vancouver	(604) 666-3691
Winnipeg	(204) 983-4020		

Vous pouvez également visiter notre site sur le W3 : **http://www.statcan.ca**

Un service d'appel interurbain sans frais est offert, à tous les **utilisateurs qui habitent à l'extérieur des zones de communication locale** des centres de consultation régionaux.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Numéro pour commander seulement (Canada et États-Unis)	1 800 267-6677
Numéro pour commander par télécopieur (Canada et États-Unis)	1 877 287-4369

Renseignements sur les commandes/abonnements

On peut se procurer cette publication et les autres publications de Statistique Canada auprès des agents autorisés et des autres librairies locales, par l'entremise des centres de consultation régionaux de Statistique Canada, ou en écrivant à :

Statistique Canada
Division des opérations et de l'intégration
Gestion de la circulation
120, avenue Parkdale
Ottawa (Ontario)
K1A 0T6

Téléphone : 1 (613) 951-7277 ou 1 800 700-1033
Télécopieur : 1 (613) 951-1584 ou 1 800 889-9734
Courriel : **order@statcan.ca**

Normes de service au public

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec le centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous.

Été 1999 Vol. 11, nº 2

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

Rubriques

3 Forum

5 Faits saillants

50 Quoi de neuf ?

57 Indicateurs clés de l'emploi et du revenu
Emplois : 1978-1998

63 À venir

L'emploi et le revenu en perspective (nº 75-001-XPF au catalogue; also available in English: *Perspectives on Labour and Income*, Catalogue no. 75-001-XPE) est publié quatre fois par année par le ministre responsable de Statistique Canada. ©Ministre de l'Industrie, 1999. TARIF D'ABONNEMENT : 58 $ par année au Canada, 58 $ US dans les autres pays. Prix du numéro, 18 $ au Canada, 18 $ US dans les autres pays. ISSN : 0843-4565. **Les prix n'incluent pas la taxe de vente.**

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6.

Publication inscrite dans le *Canadian Index, L'Index de l'Actualité, L'Index de périodiques canadiens* et *Point de Repère*. Aussi inscrite en anglais dans *P.A.I.S. International* et *Sociological Abstracts*, et accessible en permanence dans la base de données *Canadian Business and Current Affairs* et dans *Employee Benefits Infosource*.

Articles

9 **La mobilité salariale des Canadiens, 1982-1992**
Ross Finnie

Au cours de la décennie qui s'achève, il y a eu un intérêt renouvelé dans la répartition salariale au Canada engendré en grande partie par des préoccupations au sujet de l'inégalité croissante dans une période où les salaires sont demeurés relativement stables. Cette étude analyse le mobilité salariale des travailleurs canadiens de 1982 à 1992 en utilisant la Banque de données administratives longitudinales de Statistique Canada. (Adapté d'un article publié par Développement des ressources humaines Canada.)

17 **L'exercise d'un emploi après 65 ans**
Mark Walsh

Les hommes qui ont dépassé l'âge normal de la retraite (65) sont de plus en plus susceptibles de conserver un emploi. Cet article analyse si cette tendance s'accompagne de changements dans le milieu de travail. Les variables de changement examinées incluent le travail autonome, le travail à temps partiel et les régimes de travail souples.

23 **Épargne-retraite : les REER et les RPA**
Ernest B. Akyeampong

Les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) et les régimes de pension agréés (RPA) d'employeur sont les deux principaux modes d'épargne-retraite donnant droit à une aide fiscale au Canada. À partir des données fiscales de 1996, cette étude compare des groupes de travailleurs variés et leurs modèles d'épargne-retraite.

RESSOURCES HUMAINES CANADA
JUN JUIN 10 1999
LIBRARY
HUMAN RESOURCES DEVELOPMENT
CANADA

L'EMPLOI ET LE REVENU EN
PERSPECTIVE

Directeur
Ian Macredie
(613) 951-9456
macrian@statcan.ca

Rédacteur en chef
Henry Pold
(613) 951-4608
poldhen@statcan.ca

Mise en marché
Fiona Long
(613) 951-4628
longfio@statcan.ca

Rédacteurs
Émilie Maheux
Sun-Kiri Mean
Bruce Rogers

Données
Pierre Bérard
Joanne Bourdeau
Laura Fraser
Mary McAuley

Production et composition
Heather Berrea
Diane Joanisse
Annamma John
Ann Trépanier

Impression
Division de la diffusion

31 La bipolarisation des horaires à la fin des années 90
Karen Hall

La bipolarisation des horaires, ou la tendance à s'éloigner de la semaine normale de travail en faveur des horaires courts et des horaires longs, gagne en popularité au Canada. Cet article examine comment cette tendance vers la bipolarisation des horaires s'est accrue dans les années 90. (Cet article est inspiré d'une étude présentée à la Conférence économique de Statistique Canada de 1999.)

41 L'alphabétisation en milieu de travail
Harvey Krahn et Graham S. Lowe

Les discussions précédentes au sujet des exigences professionnelles ont surtout porté sur le problème des travailleurs présentant un manque de capacité. Néanmoins, du point de vue des dépenses des particuliers, des entreprises et de l'économie nationale, le surplus de capacités de lecture (ou «sous-emploi») relève aussi d'une préoccupation importante. Cet article examine le degré de concordance entre les exigences des emplois et les capacités de lecture des travailleurs afin d'établir un profil de l'utilisation et de la sous-utilisation de l'alphabétisation sur le marché de travail. (Adapté d'un rapport publié par Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada.

Signes conventionnels

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

.	nombres indisponibles
...	n'ayant pas lieu de figurer
-	néant ou zéro
--	nombres infimes
p	nombres provisoires
r	nombres rectifiés
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique* relatives au secret

Le papier utilisé dans la présente publication répond aux exigences minimales de l'"American National Standard for Information Sciences – Permanence of Paper for Printed Library Materials", ANSI Z39.48 – 1984.

Forum

Message du rédacteur en chef

Mise au point

Dans le dernier numéro de *L'emploi et le revenu en perspective*, nous avons représenté sous forme graphique les durées relatives de chômage pour des groupes d'âge-sexe sélectionnés (vol. 11, nº 1, p. 29). Nous avons omis d'indiquer que les chiffres, en raison de leur source (Enquête sur la population active [EPA]), faisaient référence aux périodes incomplètes de chômage, en d'autres mots, déterminées par la semaine de référence d'EPA. Certaines périodes peuvent effectivement avoir pris fin au cours de cette semaine, mais la plupart ont probablement continué.

En compilant les données d'EPA avec les renseignements qui proviennent de dossiers des prestataires de l'assurance-emploi de Développement des ressources humaines Canada, on peut évaluer la durée des périodes complètes de chômage. La Division d'analyse des entreprises et du marché du travail de Statistique Canada a entrepris des recherches approfondies dans ce domaine et publié plusieurs études sur le sujet. Les personnes intéressées peuvent trouver la liste complète de leurs documents de recherches sur le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca/francais/Vlib/Research/analytical_f.htm).

Les liens établis dans le tableau ne devraient pas montrer de différences majeures avec ceux qui auraient découlé des calculs des périodes complètes de chômage, car seules les durées relatives nous importaient.

Henry Pold
Rédacteur en chef
Courriel : poldhen@statcan.ca

Perspective

Nous invitons les lecteurs à nous communiquer leurs impressions sur le contenu de *L'emploi et le revenu en perspective*. Toutes observations sur les données seront les bienvenues; toutefois, pour être publiées, ces communications doivent être factuelles et analytiques. Nous invitons également les lecteurs à nous faire part de leurs travaux de recherche en cours et à nous signaler les nouvelles publications, les sources de données et les événements à venir qui concernent la main-d'oeuvre et le revenu.

Statistique Canada se réserve le droit de sélectionner et de réviser les informations reçues avant de les publier. Toute correspondance, dans l'une ou l'autre langue officielle, doit être adressée à : Bruce Rogers «Quoi de neuf ?», *L'emploi et le revenu en perspective*, immeuble Jean-Talon, 9e étage, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6. On peut aussi communiquer avec lui par téléphone au (613) 951-2883 ou par télécopieur au (613) 951-4179, ou par le biais du courrier électronique : rogebru@statcan.ca.

Que savez-vous de la criminalité juvénile

Suivez Michel *(un personnage fictif)* ***dans le système de justice. Que lui arrive-t-il après qu'il ait volé un lecteur de disques compacts portatif dans un grand magasin? Quelle est la réaction de la police? Sera-t-il admissible à un programme de mesures de rechange, ou devra-t-il passer du temps en prison?***

Un profil de la justice pour les jeunes au Canada répond à bon nombre de vos questions.

Facile à lire, car il est rédigé sous forme de questions et réponses, ***Un profil de la justice pour les jeunes au Canada*** est idéal pour les éducateurs, les étudiants, les décideurs et tous ceux qui travaillent dans le domaine de la justice, qu'il s'agisse de personnes ayant une connaissance limitée du système de justice ou de spécialistes. Ce profil traite de questions courantes comme les suivantes :

- Quelle législation s'applique actuellement aux jeunes contrevenants?
- Comment fonctionnent les mesures de rechange?
- De quelle façon la criminalité chez les jeunes varie-t-elle dans l'ensemble du Canada?
- Les adolescents du groupe le plus jeune sont-ils inculpés de crimes de nature différente de ceux que commettent les adolescents plus âgés?
- Qui sont les victimes de la violence chez les jeunes?
- Combien de jeunes sont renvoyés à un tribunal pour adultes?
- Les adolescents et les adolescentes se voient-ils imposer des peines de même longueur?
- Quels types d'infractions les récidivistes commettent-ils?
- Quels facteurs au Canada peuvent influer sur la criminalité chez les jeunes?

Avec 41 graphiques et 8 tableaux, le lecteur trouvera dans ***Un profil de la justice pour les jeunes au Canada*** beaucoup d'illustrations qui l'aideront à comprendre la justice pour les jeunes au Canada. C'est en effet un excellent manuel pour des cours de droit et de criminologie. Émaillé d'exemples et de chiffres, c'est aussi un ouvrage de référence exhaustif pour les chercheurs et les décideurs.

On peut se procurer **Un profil de la justice pour les jeunes au Canada** en version imprimée (n°85-544-XPF au cat.) pour 40 $ au Canada et 40 $ US à l'extérieur du Canada. On peut aussi l'obtenir par Internet (n°85-544-XIF au cat.) pour 30 $.

Commandez votre exemplaire aujourd'hui en appelant sans frais le 1 800 267-6677, en envoyant une télécopie sans frais au 1 800 889-9734, ou encore en écrivant à Statistique Canada, Division de la diffusion, direction des ventes, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) Canada K1A 0T6.

Vous pouvez aussi vous adresser au Centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous (voir liste dans cette publication) ou bien passer votre commande par Internet, à order@statcan.ca.

Pour des demandes de données personnalisées ou de l'information sur le système de justice canadien, composez le **1 800 387-2231**.

Faits saillants

Dans ce numéro

La mobilité salariale des Canadiens, 1982-1992

... p. 9

- La période 1982-1992 a été caractérisée à la fois par la mobilité et par la stabilité salariales. Il s'agit d'un exemple du classique du verre à moitié plein ou à moitié vide.

- La stabilité des salaires s'était accrue au niveau supérieur de la répartition et le déplacement s'était généralement effectué davantage vers le haut que vers le bas, surtout à long terme et en particulier pour les jeunes travailleurs. L'extrémité inférieure de la répartition salariale accueillait constamment de nouveaux débutants.

- Seulement 28 % des travailleurs qui ont débuté dans le niveau le plus bas de la répartition salariale en 1982 demeurait encore au même endroit 10 ans plus tard. De plus, parmi les 72 % de travailleurs qui ont quitté le niveau inférieur pour monter dans l'échelle salariale, un cinquième a atteint l'un des deux quintiles supérieurs.

- On constate, au-delà des tendances générales, que la mobilité variait de façon considérable selon l'âge et le sexe. Les jeunes travailleurs étaient généralement plus mobiles que les travailleurs âgés, surtout vers le haut, tandis que généralement peu de femmes étaient susceptibles de parvenir au quintile supérieur.

- La mobilité ascendante a diminué dans l'ensemble entre le début des années 80 et le début des années 90, quoique les femmes âgées de 25 à 54 ans étaient plus susceptibles que les hommes de se déplacer vers le haut durant la dernière période, dès le début de la récession des années 90. Les hommes du même groupe d'âge ont connu une légère diminution de leur taux de croissance salariale relatif, tandis que les groupes de femmes et d'hommes de moins de 25 ans ont peu connu la mobilité ascendante dans les années 90, tout particulièrement ceux qui ont débuté aux niveaux inférieurs.

L'exercise d'un emploi après 65 ans

... p. 17

- La probabilité de conservation d'un emploi chez les hommes âgés de 65 ans et plus est un phénomène qui prend de l'ampleur. En 1986, seulement 29 % des hommes employés qui étaient âgés de 60 à 64 ans il y a cinq ans étaient encore en mesure d'exercer un emploi. En 1998, la probabilité est portée à 41 %.

- L'importance des durées d'occupation longue (proportion de travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi est de 5 ans ou plus) est passée de 69 % en 1989 à 81 % en 1998. De même, le nombre moyen d'années de service continu a légèrement augmenté, passant de 19 ans à un peu plus de 20 ans.

- L'augmentation de la probabilité que les hommes continuent de travailler au-delà de l'âge normal de la retraite était favorisée par une hausse des recours aux pratiques de travail «propices à la transition», c'est-à-dire, par exemple, au travail autonome, à l'horaire variable, et au télétravail (travail à la maison).

- Le travail autonome a connu une hausse à mesure que le groupe des cohortes avançait en âge, passant de 26 % en 1988 (lorsque le groupe se situait dans la tranche d'âge de 55 à 59 ans) à 37 % en 1993 et à 60 % en 1998. Le travail à temps partiel a également augmenté au cours de la période, passant de 6 % en 1988 à 13 % en 1993 et à 30 % en 1998.

- La proportion de travailleurs de 60 à 69 ans qui bénéficiaient d'un horaire variable a plus que doublé (passant de 15 % à 35 %) entre 1991 et 1995. Le télétravail s'était aussi accru (passant de 8 % à 10 %). On a également relevé une augmentation du recours à la semaine de travail réduite (un ou deux jours par semaine) et au travail sur demande.

Épargne-retraite : les REER et les RPA

... p. 23

- Entre 1991 et 1996, les cotisations à un REER (régimes enregistrés d'épargne-retraite) «normal» ont augmenté de façon spectaculaire, passant de 13,4 milliards de dollars à 23,8 milliards de dollars. Les cotisations d'employés aux RPA (régimes de pension agréés), en revanche, ont peu augmenté (passant de 6,3 milliards de dollars à 6,9 milliards de dollars).

- Parmi les déclarants admissibles, 36 % ont cotisé à un REER en 1996. Les employés étaient proportionnellement plus nombreux à cotiser que les travailleurs indépendants (43 % contre 35 %).

- Contrairement aux attentes, le taux de participation à un REER était beaucoup plus élevé chez les employés couverts par un RPA que chez les déclarants qui n'en bénéficiaient pas (58 % contre 34 %).

- Les 3,1 millions d'employés qui étaient couverts par un régime de pension agréé cotisaient en moyenne 1 951 $. En 1996, environ 1,4 million de participants cotisaient en moyenne 1 719 $ uniquement à un RPA. Les 1,7 million restants qui participaient à la fois à un RPA et à un REER cotisaient en moyenne 2 135 $ à leur RPA.

- En 1996, la cotisation moyenne investie dans un REER s'élevait à 3 959 $: 3 168 $ chez les employés couverts par un RPA, 3 992 $ chez les employés non couverts par un RPA et 5 579 $ chez les travailleurs indépendants, comparativement à 3 992 $ chez les employés adhérant à un régime d'employeur. Toutefois, si l'on tient compte des RPA, l'épargne-retraite moyenne des employés qui cotisent aux deux régimes était semblable à celle des travailleurs indépendants et supérieure à celle des employés n'adhérant pas à un RPA.

- Fait étonnant, le taux de participation à un REER chez les déclarants indépendants, autre que les membres de professions libérales, ayant un revenu annuel très élevé (80 000 $ et plus) était relativement faible.

La bipolarisation des horaires à la fin des années 90

... p. 31

- Au cours des 20 dernières années, la «bipolarisation des horaires» (la préférence aux horaires de travail de moins de 35 heures ou de plus de 40 heures par semaine) a gagné en popularité.

- Les femmes sont de loin beaucoup plus susceptibles que les hommes d'avoir des horaires courts. En 1998, 50 % des femmes et seulement 28 % des hommes travaillaient moins de 35 heures par semaine. En revanche, un nombre plus élevé d'hommes que de femmes travaillaient de 35 à 40 heures (43 % contre 39 %), et le nombre d'hommes ayant travaillé 41 heures ou plus par semaine représente au moins deux fois celui des femmes.

- Les horaires longs sont encore très répandus dans les industries secondaires et les horaires courts demeurent très fréquents dans les industries tertiaires.

- Parmi les groupes professionnels, ce sont les gestionnaires qui avaient les horaires les plus longs en 1998, tandis que les travailleurs dans le domaine de la vente et des services ainsi que les préposés, les aides et autres travailleurs du secteur tertiaire avaient les horaires les plus courts.

L'alphabétisation en milieu de travail

... p. 41

- Selon l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, en 1994, approximativement 700 000 travailleurs canadiens occupaient des emplois exigeant un niveau de capacités de lecture et d'écriture plus élevé que ce qu'ils semblaient avoir. Cependant, environ 2,5 millions occupaient des emplois où leur compréhension des textes suivis n'était pas pleinement exploitée. La compréhension de textes schématiques reflète des proportions semblables. Les modèles établis relativement à la compréhension de textes au contenu quantitatif étaient un peu différents.

- La proportion de travailleurs dont le niveau de capacité correspondait aux exigences de l'emploi variait. La proportion de travailleurs faisant partie du groupe de personnes ayant des capacités de lecture moyennes et occupant un emploi moyennement exigeant en matière d'alphabétisme et de celui des personnes ayant des capacités élevées et faisant l'objet d'exigences élevées étaient plus grandes dans les trois catégories de capacité de lecture que la proportion de ceux qui s'inscrivaient dans le groupe de personnes ayant de faibles capacités et occupant un emploi comportant des exigences peu élevées. Toutefois, plus d'un travailleur sur cinq occupaient un emploi où ses capacités de lecture ne semblaient pas pleinement exploitées.

- Dans l'ensemble, environ les trois quarts des travailleurs canadiens se trouvaient dans des situations où il y avait une concordance raisonnable entre leurs capacités de lecture et les exigences d'emploi. Toutefois, dans les catégories de concordance, il existe une grande proportion de travailleurs qui ont de faibles capacités et qui font l'objet d'exigences peu élevées ou qui ont des capacités moyennes et qui font l'objet d'exigences moyennes.

- Là où il y a discordance, une plus grande proportion a connu plutôt un surplus de capacités de lecture (sous-utilisation des capacités) qu'un manque de capacités (le fait de ne pas posséder les capacités requises par l'emploi).

Quoi de neuf ?

... p. 50

Vient de paraître

Emploi et salaires et traitement dans le secteur public, 1996

Le point sur la population active

Les estimations annuelles de l'emploi, des gains et de la durée du travail, 1986-1998

«Utilisation des chambres dans le secteur de l'hébergement des voyageurs», *Indicateurs des services*

Les régimes de dépense des ménages ruraux et urbains, 1996

Dépenses des familles et équipement ménager

Revenu après impôt, répartition selon la taille du revenu au Canada, 1997

Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1997

Personnes à faible revenu, 1980 à 1997

Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu : 1993-1996

Changements de l'EDM/l'EDF

Comparaison des résultats de *l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR)* et de *l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), 1993-1996.*

Perspective

Recueil statistique des études de marché 1998

Pénétrez les marchés de consommation et d'affaires canadiens ...

Le TOUT DERNIER ***Recueil statistique des études de marché 1998*** fait état du marché canadien comme aucune autre source statistique ne le fait. Il réunit les résultats de plus de 20 enquêtes spéciales de Statistique Canada, de même que **les plus récentes données du Recensement de 1996,** dans un seul guide de référence pratique!

Pour les entrepreneurs, comme pour les spécialistes des études de marché, les planificateurs et les analystes, de même que pour les grandes et petites entreprises, le ***Recueil statistique des études de marché 1998*** constitue un outil complet de très grande valeur.

Tirez profit des possibilités...

- repérez les nouvelles tendances
- positionnez vos produits efficacement
- obtenez un avantage concurrentiel au sein d'une économie de concurrence sans cesse changeante

... et gérez l'avenir de votre marché!

Analysez les conditions de votre marché – à l'échelle régionale ou nationale – en utilisant :

Les principales variables démographiques

- population
- âge
- scolarité
- sexe
- ventes au détail
- revenu
- dépenses des ménages
- et plus!

Ajoutez cet outil complet et unique à vos ouvrages de références aujourd'hui!

Les indicateurs économiques

- données sur la productivité de la population active
- investissements privés et publiques
- indices des prix à la consommation et de l'industrie
- commerce international
- produit intérieur brut
- et plus!

La démographie des entreprises

- secteur d'activité
- taille de l'entreprise
- région urbaine
- et plus!

NOUVEAU POUR 1998

- les données les plus récentes de l'Enquête sur les dépenses des familles
- un guide d'utilisateur
- des numéros d'aide téléphonique vous permettant de communiquer directement avec les experts qui recueillent et analysent les données
- des références aux matrices de données CANSIM
- plus de **145 tableaux statistiques,** mis en valeur par quelque **60 graphiques**
- des renseignements sur les sources
- de l'information socioéconomique incomparable sur 45 grandes villes du Canada

Recueil statistique des études de marché 1998 (n° 63-224-XPB au catalogue) se vend 125 $ au Canada (plus, soit la TVH, soit la TPS et la TVP en vigueur) et 125 $ US à l'extérieur du Canada.

Pour commander, **TÉLÉPHONEZ** sans frais au 1 800 267-6677, **TÉLÉCOPIEZ** vos commandes au 1 800 889-9734 ou **POSTEZ** votre commande à Statistique Canada, Division de la diffusion, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) Canada K1A 0T6. Ou communiquez avec votre Centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous mentionné dans la présente publication. Vous pouvez aussi commander par **COURRIEL** : order@statcan.ca.

729MSC98077

La mobilité salariale des Canadiens, 1982-1992

Ross Finnie

Au cours de la décennie qui s'achève, il y a eu un intérêt renouvelé dans la répartition salariale au Canada comme ailleurs. Cet intérêt a été engendré en grande partie par des préoccupations au sujet de l'inégalité croissante au cours d'une période où les salaires sont demeurés relativement stables. Les travailleurs qui se situent aux niveaux inférieurs de la répartition ont pris du retard, du point de vue *relatif* et *absolu*, ce qui constitue un renversement brusque par rapport aux décennies précédentes marquées par des hausses constantes dans l'ensemble de la répartition. En outre, ces renversements semblent prononcés chez certains groupes, comme les jeunes, les moins scolarisés et les personnes qui œuvrent dans les branches d'activité soumises à la concurrence des importations.

Nous en savons beaucoup au sujet de la répartition salariale pour une année donnée et sur la façon dont elle a évolué au fil du temps[1]. Nous ne savons toutefois pratiquement rien de la *mobilité* salariale au Canada : comment le salaire des gens évolue d'une année à l'autre, comment la mobilité salariale à court terme se compare aux changements à long terme, comment ces tendances varient selon l'âge ou le sexe ou si elles ont évolué depuis quelques années.

S'il est à ce point important de comprendre la dynamique salariale, pourquoi alors en savons-nous si peu? La réponse tient à la nature des données qui existaient jusqu'à récemment. Presque toutes les études actuelles sont fondées sur des données transversales (c'est-à-dire des données recueillies à un moment donné), alors que l'étude de la dynamique salariale exige des données longitudinales, qui permettent d'observer les mêmes personnes pendant un certain temps. Jusqu'aux années 80, le Canada ne disposait pas de bases de données longitudinales dont la taille, l'étendue temporelle et la nature représentative convenaient à une étude générale de la dynamique salariale.

La présente étude analyse la mobilité salariale des travailleurs rémunérés de 1982 à 1992 en utilisant la Banque de données administratives longitudinales (BDAL) de Statistique Canada (voir *Source des données*). La BDAL possède le cadre d'échantillonnage, la structure longitudinale, les données sur les salaires et la taille nécessaires pour répondre aux questions suivantes :

- Quelle est l'étendue de la mobilité salariale au Canada?
- Comment la mobilité à court terme se compare-t-elle à la mobilité à long terme?
- La structure de la mobilité salariale a-t-elle évolué entre le début des années 80 et le début des années 90?
- Comment les tendances de la mobilité se comparent-elles parmi les groupes d'âge-sexe?

L'histoire transversale : qui avait un bon salaire en 1983 et en 1992?

Fait peu étonnant, les hommes du groupe d'âge mûr et, dans une moindre mesure, les hommes jeunes et âgés étaient très concentrés dans les quintiles salariaux supérieurs en 1983 et en 1992 (deux années comparables représentant un «creux» [graphique A]). Toutes les autres personnes – y compris les femmes de tout âge – étaient davantage concentrées dans les extrémités inférieures de la répartition salariale. Par ailleurs, le premier groupe était quelque peu moins nombreux dans les deux quintiles supérieurs lors de la deuxième période, contrairement aux femmes d'âge mûr, dont la proportion est passée de 24,5 % à 32,7 % et a diminué proportionnellement dans les quintiles inférieurs[4].

*Adapté de «*The Earnings Mobility of Canadians, 1982-1992*», publié par Développement des ressources humaines Canada (Direction générale de la recherche appliquée), document de travail W-97-3Ea, par Statistique Canada.* *Ross Finnie travaille à la School of Policy Studies de l'Université Queen's et à la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail. On peut le joindre au (613) 951-3962, au (613) 533-6000 (poste 74219) ou à ref@qsilver.queensu.ca.*

Source des données

La Banque de données administratives longitudinales (BDAL) est maintenant un échantillon qui représente 10 % des déclarants créé à partir des dossiers fiscaux de Revenu Canada par la Division des données régionales et administratives de Statistique Canada. Les personnes sont suivies pendant un certain temps par le biais de leur numéro d'assurance sociale. La BDAL a débuté en 1982 avec un échantillon de 1 % et devait initialement se poursuivre jusqu'en 1992, déterminant ainsi la période couverte par cette analyse.

La BDAL représente de 91 % à 95 % de la population adulte (estimations officielles), avec relativement peu d'attrition, c'est-à-dire qu'elle est représentative dans un contexte à la fois statique et dynamique, ce dernier étant particulièrement important pour l'étude de la mobilité salariale.

La BDAL comprend des données tirées du dossier fiscal de chaque personne : les caractéristiques démographiques de base, le revenu, les déductions fiscales et l'impôt payé. L'élément le plus important de cette analyse est la variable salariale, c'est-à-dire le salaire tiré d'un emploi rémunéré.

Critères des échantillons de travail

Les personnes formant les échantillons transversaux (d'année en année) ayant servi à l'analyse qui couvrent la période de 1982 à 1992 :

- ont gagné au moins 1 000 $ (en dollars constants en 1992);
- n'ont pas gagné plus de 1 000 $ en revenu (brut) tiré d'un travail indépendant;
- étaient âgées de 20 à 64 ans (inclusivement);
- n'étaient pas inscrites à des études postsecondaires à temps plein.

La position dans l'ensemble de la répartition salariale – le point de mire de la présente analyse – est déterminée en fonction de toutes les personnes dans les échantillons transversaux correspondants de chaque année, sans qu'il y ait de restrictions longitudinales. Pour l'analyse de la mobilité, les personnes doivent remplir les critères d'inclusion dans l'échantillon pour les années à l'étude, mais pas nécessairement pour les autres années[2].

Voici les groupes d'âge considérés : «débutants» (20 à 24), «jeunes» (25 à 34), «âge mûr» (35 à 54) et «âgés» (55 à 64)[3]. Pour la partie statique initiale de l'analyse, les personnes ont été groupées selon leur âge dans l'année en question; dans l'analyse dynamique, elles ont été classées selon leur âge dans l'année initiale, les travailleurs âgés étant exclus à mesure qu'ils atteignent l'âge qui dépasse la limite supérieure fixée. L'analyse dynamique représente ainsi des cohortes fixes qui vieillissent au cours de la période considérée, les cohortes de salariés âgés se modifiant à mesure que sont considérées des périodes de plus en plus longues.

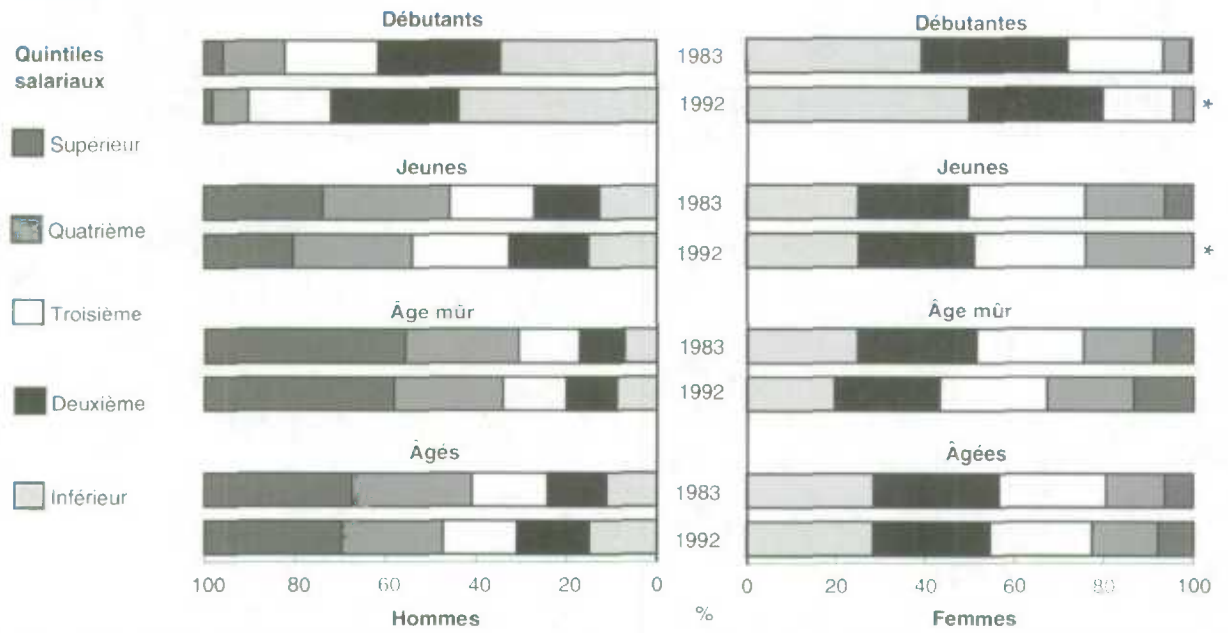
Toutefois, les changements les plus remarquables se sont produits parmi les plus jeunes travailleurs. En 1983, quelque 17,8 % des hommes débutants se situaient dans les deux quintiles supérieurs et 61,6 %, dans les deux quintiles inférieurs. En 1992, seulement 9,7 % – soit à peine la moitié du niveau antérieur – se situaient dans les deux quintiles supérieurs et 72,1 %, dans les deux quintiles inférieurs. Les changements pour les femmes débutantes étaient dans la même veine, mais moins prononcés (en partie parce qu'elles ont débuté à un niveau inférieur) : le pourcentage dans les deux quintiles supérieurs est passé de 6,5 % à 4,5 %, et celui des deux quintiles inférieurs a grimpé de 72,0 % pour atteindre 79,7 %. Bref, ce groupe d'âge a perdu considérablement du terrain au cours de la période.

Les jeunes hommes étaient également moins susceptibles de se retrouver près du niveau supérieur de la répartition salariale en 1992 qu'en 1983. Le pourcentage de travailleurs qui se situaient dans les deux quintiles supérieurs est passé de 54,3 % à 45,9 % et celui des personnes se trouvant dans les deux quintiles inférieurs, de 27,1 % à 32,6 %. Au cours de la décennie, les jeunes femmes ont connu un déplacement moins prononcé, puisqu'elles ont maintenu leur pourcentage dans les deux quintiles supérieurs (24,0 %) et ne l'ont augmenté que légèrement dans les deux quintiles inférieurs (de 49,6 % en 1983 à 51,0 % en 1992).

La mobilité salariale : la transition entre les quintiles

En général, un degré relativement élevé de stabilité salariale de courte durée (ou d'«immobilité») entre 1982 et 1983, et 1991 et 1992, caractérisait tout particulièrement les quintiles supérieurs[5]. Par exemple, en 1991, 86,9 % des salariés du quintile supérieur se situaient au même niveau en 1992 (tableau), tandis que 65,2 % et 57,6 % des personnes qui se trouvaient dans le quintile inférieur et dans le deuxième quintile, respectivement, sont restés dans ces positions. Si l'on inclut les personnes qui se trouvent dans les quintiles adjacents, le pourcentage de celles qui se sont déplacées d'au moins deux quintiles

Graphique A : Les hommes étaient très concentrés dans les quintiles salariaux supérieurs.



Source : Banque de données administratives longitudinales
* *Les deux quintiles supérieurs confondus.*

d'une année à l'autre a été très faible, soit entre 4,2 % et 7,3 % pour l'ensemble des quintiles. En effet, sur des périodes et des intervalles différents, la stabilité salariale a été, de façon uniforme, la plus marquée au niveau supérieur de la répartition.

En général, la mobilité devenait de plus en plus évidente à long terme, surtout parmi les personnes des quintiles inférieurs. Par exemple, 76,8 % de celles qui se trouvaient dans le quintile supérieur en 1987 s'y trouvaient encore en 1992, tandis que seulement 40,0 % et 37,0 % de celles qui se situaient dans le quintile inférieur et le deuxième quintile étaient demeurés au même niveau. Sur une période de 10 ans, tandis que près des trois quarts (73,3 %) des personnes dans le quintile supérieur en 1982 s'y trouvaient encore en 1992[6], à peine un quart de celles qui ont débuté dans l'un des deux quintiles inférieurs se situaient encore à ces niveaux (28,3 % et 27,9 % respectivement).

Bref, le salaire dans toute la répartition avait une tendance à la stabilité au cours des intervalles de un et de deux ans, mais on ne s'étonne pas de ce que cette stabilité a diminué à plus long terme (sur cinq et dix ans). En outre, le déplacement ascendant à partir des niveaux inférieurs était jumelé à une stabilité relative au niveau supérieur, particulièrement à long terme[7].

Cette dernière observation devrait probablement être considérée comme une bonne nouvelle : à la longue, le salaire avait tendance à s'améliorer pour les personnes qui se trouvaient au niveau inférieur, tandis qu'il est demeuré généralement élevé pour celles qui se situaient déjà au niveau supérieur. Mais comment peut-il en être ainsi – comment peut-il y avoir plus de «gagnants» que de «perdants»? Autrement posé, si un bon nombre de salariés se déplacent vers le haut dans la répartition et que la plupart de ceux qui débutent aux niveaux élevés y restent, qui remplit le vide au niveau inférieur? La réponse tient au fait que des débutants arrivent constamment sur le marché du travail aux niveaux salariaux inférieurs et grimpent dans la répartition à leur tour (s'ils restent actifs).

Par ailleurs, ces tendances – en particulier les déplacements vers le haut – ne doivent pas être exagérées. Par exemple, même si «seulement» 28,3 % des personnes qui ont débuté au quintile inférieur s'y trouvaient encore dix ans plus tard,

Tableau : Mouvements entre les quintiles chez tous les salariés

Quintile de départ	Période de la dynamique salariale									
	Un an				2 ans			5 ans		10 ans
	1982-83	1985-86	1988-89	1991-92	1982-84	1987-89	1990-92	1982-87	1987-92	1982-92
	%									
Déplacement vers le haut										
Tous	**19,1**	**18,4**	**17,7**	**17,0**	**24,4**	**23,0**	**22,0**	**33,4**	**31,0**	**39,5**
Supérieur	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Quatrième	14,8	13,2	13,3	12,5	19,2	17,3	17,4	27,7	24,7	33,1
Troisième	20,7	19,4	18,7	18,0	26,2	24,4	24,6	37,0	34,7	44,2
Deuxième	27,2	26,8	25,3	24,6	35,7	33,3	32,0	47,4	44,8	55,8
Inférieur	37,3	36,7	35,6	34,7	47,2	46,2	43,0	62,3	60,0	71,8
Déplacement vers le bas										
Tous	**13,6**	**12,5**	**13,8**	**13,8**	**14,6**	**16,0**	**16,5**	**16,5**	**19,0**	**19,2**
Supérieur	14,9	12,6	13,7	13,1	17,0	16,9	17,7	20,9	23,1	26,7
Quatrième	16,9	15,0	17,3	16,9	17,8	20,5	21,0	21,0	25,2	25,3
Troisième	16,7	16,4	18,2	18,2	18,2	21,1	20,9	20,4	23,6	23,7
Deuxième	16,4	16,1	17,3	17,8	16,8	18,4	18,6	16,9	18,2	16,4
Inférieur	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Aucun déplacement										
Tous	**67,4**	**69,1**	**68,4**	**69,2**	**61,1**	**61,0**	**61,5**	**50,1**	**50,0**	**41,3**
Supérieur	85,1	87,4	86,2	86,9	83,1	83,1	82,4	79,1	76,8	73,3
Quatrième	68,3	71,7	69,4	70,5	63,1	62,2	61,6	51,4	50,1	41,6
Troisième	62,6	64,2	63,1	63,9	55,6	54,5	54,5	42,6	41,7	32,1
Deuxième	56,4	57,0	57,3	57,6	47,5	48,3	49,4	35,7	37,0	27,9
Inférieur	62,6	63,2	64,4	65,2	52,8	53,8	56,9	37,7	40,0	28,3

Source : Banque de données administratives longitudinales
Nota : Les chiffres représentent le pourcentage de personnes ayant grimpé ou baissé dans l'échelle salariale, ou demeuré au même endroit.

plus de la moitié des débutants à faible salaire (56,1 %) se situaient dans l'un des deux derniers quintiles et seulement 7,2 % avaient grimpé jusqu'au niveau supérieur. En revanche, seulement 7,9 % des personnes qui ont débuté dans le quintile supérieur se retrouvaient dans l'un des deux groupes inférieurs dix ans plus tard, tandis que 73,3 % étaient restés au niveau supérieur et que 87,1 % se situaient dans l'un des deux quintiles supérieurs. Les mêmes tendances générales valent pour les intervalles plus courts.

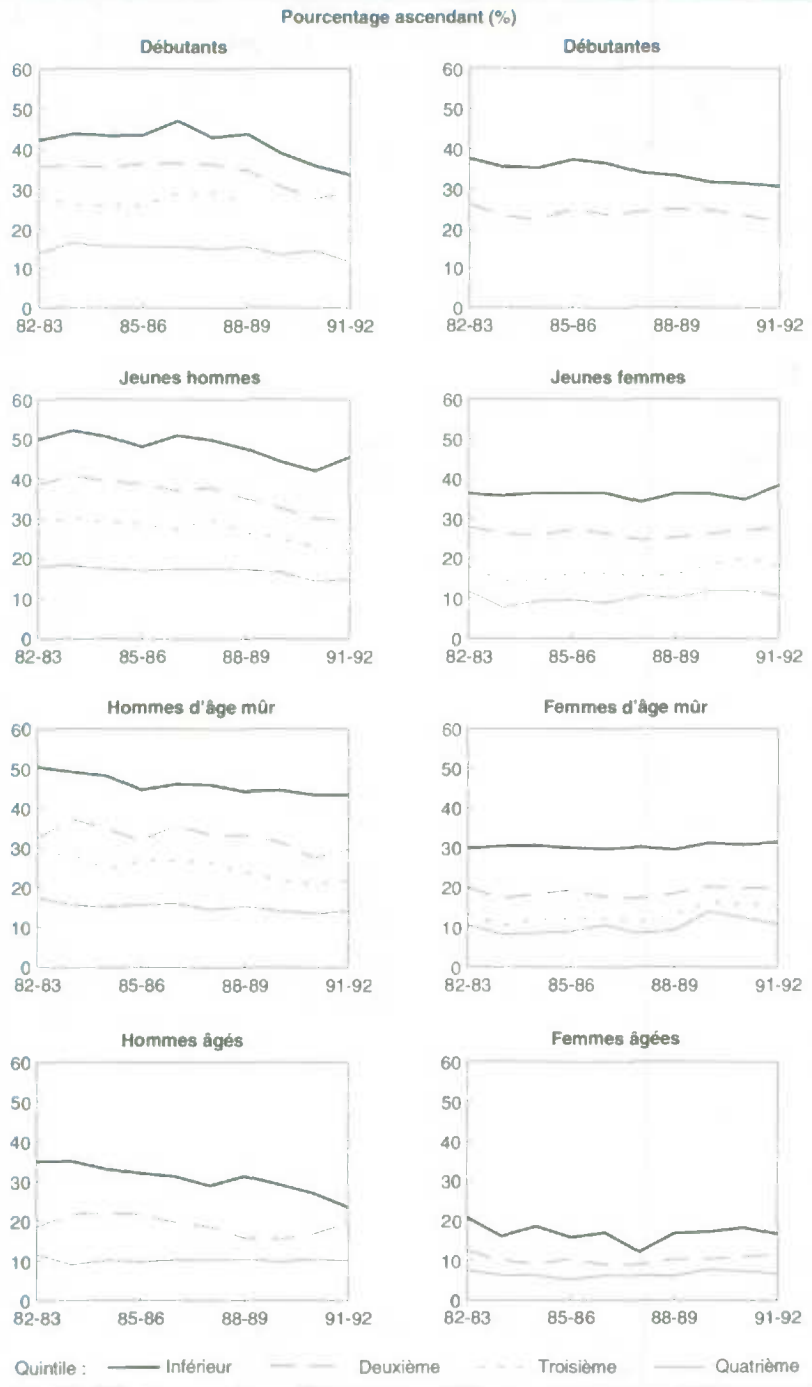
Ainsi, tandis qu'un bon nombre des personnes qui ont débuté dans le quintile inférieur se sont déplacées, à la longue, vers les niveaux supérieurs de la répartition salariale, leur progrès n'a pas été souvent très marqué et leur position de départ constituait un bon indicateur du niveau où ils se situeraient dans les années ultérieures, même si la probabilité de déplacement vers le haut a effectivement augmenté à long terme.

Mobilité ascendante à court terme selon l'âge et le sexe

Peu importe leur âge ou leur sexe, les personnes qui se situent dans les quintiles salariaux inférieurs ont connu une mobilité ascendante plus prononcée d'une année à l'autre que celles qui se trouvaient dans les niveaux supérieurs. La nature générale de cette constatation est peu étonnante, mais sa validité et son uniformité sont remarquables, tout en constituant l'arrière-plan de ce qui suit.

Cette observation révèle également l'importance de l'analyse de la dynamique par quintile de départ, en vue d'évaluer les *structures* sous-jacentes de la mobilité salariale (graphique B). Par exemple, même si le taux de mobilité ascendante à court terme pour les groupes jeunes semblaient généralement supérieur, le salaire était inférieur au départ. En fait, si l'on tient compte du quintile de départ, les tendances concernant la mobilité se penchaient vers les groupes de travailleurs âgés (sauf les plus âgés).

Graphique B : Les hommes étaient généralement plus susceptibles que les femmes de passer à des quintiles salariaux supérieurs.



Source : Banque de données administratives longitudinales

Les hommes étaient généralement plus susceptibles que les femmes de passer à des quintiles salariaux supérieurs. Toutefois, la mobilité ascendante à court terme a diminué au cours de la période 1982-1992 pour tous les groupes d'hommes (sauf les hommes âgés du deuxième quintile), tandis que les baisses ont été les plus apparentes au commencement de la récession du début des années 90.

En revanche, la mobilité ascendante pour les femmes a augmenté dans certains cas, est restée essentiellement la même dans d'autres et a diminué de façon moins marquée que pour les hommes dans la plupart des autres situations. Par conséquent, bien que leur taux de mobilité ascendante est resté inférieur à celui des hommes, la situation relative des femmes s'est améliorée au cours de la période, de façon marquée dans certains cas.

Mobilité descendante à court terme selon l'âge et le sexe

Tel que le laissaient prévoir les données précédentes, pour tous les groupes, la mobilité descendante à court terme a été généralement moins fréquente que la mobilité ascendante, mis à part les femmes et les hommes âgés (graphique C). Plus précisément, dans presque tous les cas, la probabilité de déplacement vers le haut à partir des deux quintiles inférieurs était supérieure à la probabilité à peine comparable de déplacement vers le bas à partir des deux quintiles supérieurs. De même, les déplacements vers le haut à partir du quintile du milieu étaient plus fréquents que les déplacements vers le bas (dans certains cas, les femmes jeunes et d'âge mûr qui se trouvaient dans le quintile du milieu étaient toutefois légèrement plus

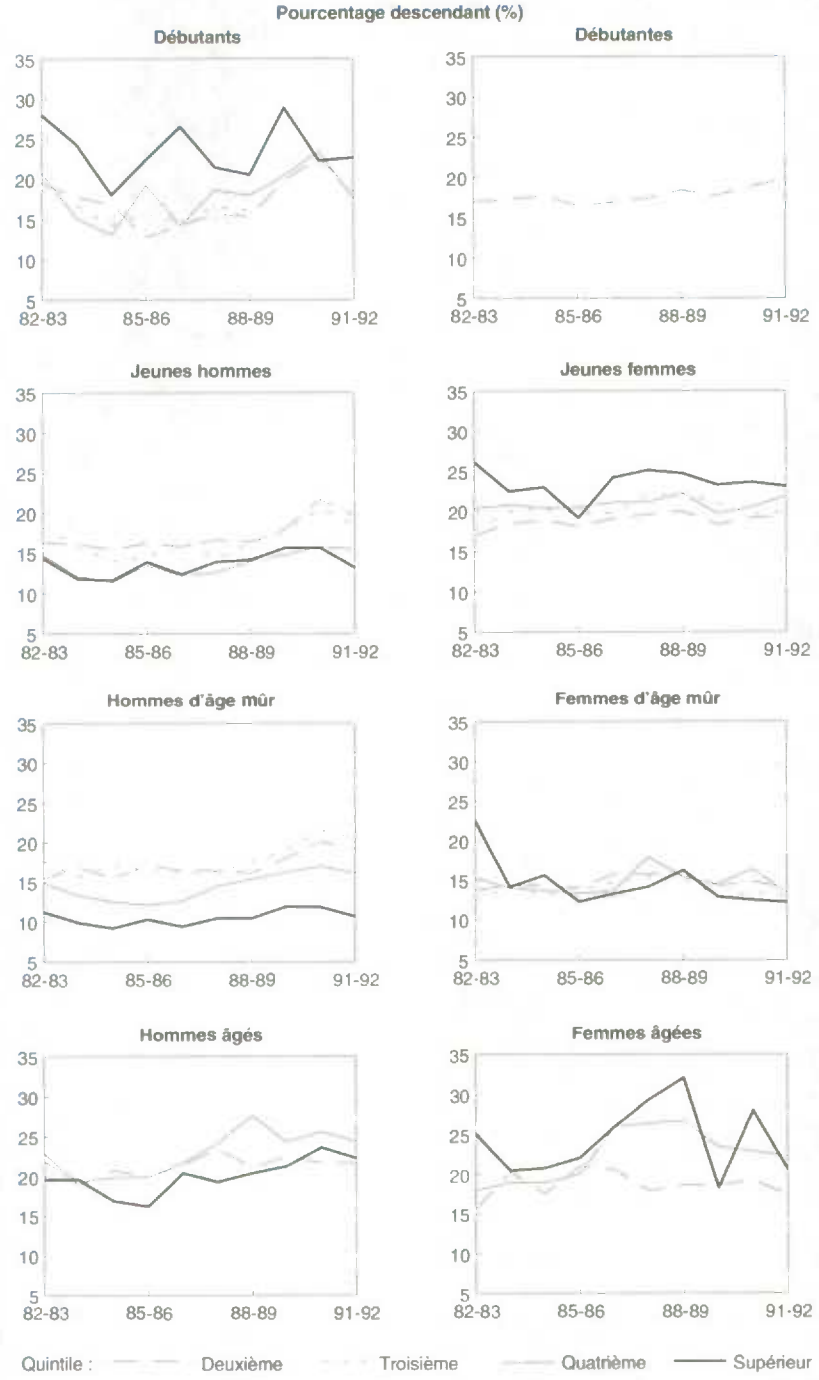
susceptibles de se déplacer vers le bas que vers le haut).

La mobilité descendante à court terme était moins fréquente *dans l'ensemble* pour les hommes débutants que pour les hommes jeunes ou d'âge mûr. Ce facteur était largement attribuable au fait que les hommes débutants se trouvaient en général déjà aux niveaux salariaux inférieurs. En outre, la probabilité qu'ils se déplacent vers le bas à partir des deux quintiles supérieurs, en particulier, était généralement *plus élevée* que celle des deux groupes les plus âgés. Les hommes d'âge mûr représentaient le groupe le plus stable dans le quintile supérieur. Fait peu étonnant, les hommes âgés étaient plus susceptibles de se déplacer vers le bas que les groupes jeunes, puisqu'ils s'orientent vers la retraite.

Les tendances selon le sexe ne sont pas constantes. Les femmes jeunes étaient généralement plus susceptibles que les jeunes hommes de se déplacer vers le bas à partir des quintiles élevés, indication de leur activité mitigée au cours de la période de fécondité. En revanche, les femmes d'âge mûr étaient dans de nombreux cas *moins* susceptibles de se déplacer vers le bas à partir d'un quintile donné que les hommes du même groupe d'âge. Une situation semblable s'applique également pour les femmes et les hommes âgés. C'est ainsi que les femmes ont connu une meilleure stabilité que les hommes au niveau supérieur[8].

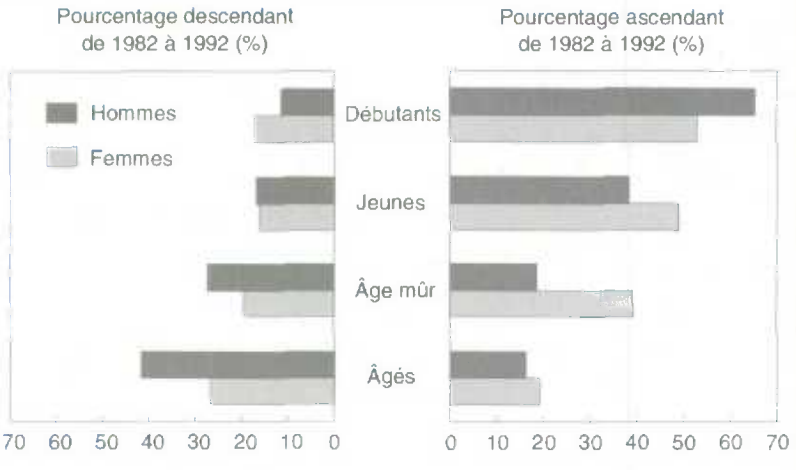
Finalement, même s'ils ne sont pas constants, les faits montrent, de façon générale, que les probabilités d'un déplacement vers le bas à partir des deux quintiles supérieurs sont stables ou moindres au cours de la période (stabilité accrue au niveau supérieur) parmi les divers

Graphique C : Les jeunes femmes étaient plus susceptibles que les jeunes hommes de se déplacer vers le bas à partir des quintiles élevés.



Source : Banque de données administratives longitudinales

Graphique D : Le taux de mobilité descendante était généralement très inférieur au taux de mobilité ascendante à long terme.



Source : Banque de données administratives longitudinales

groupes et qu'il y a un déplacement accru vers le bas au sein des deux quintiles inférieurs («volatilité croissante au niveau inférieur»).

Dynamique à long terme entre les quintiles selon l'âge et le sexe

À la longue, un mouvement ascendant dans l'échelle salariale – c'était le cas pour l'ensemble des travailleurs – était tout particulièrement marqué parmi les groupes débutants et jeunes (graphique D), surtout chez les employés des niveaux inférieurs. Par exemple, parmi les hommes débutants qui se trouvaient dans le quintile inférieur ou dans le deuxième quintile en 1982, quelque 82,6 % et 73,0 % respectivement étaient passés à un quintile supérieur en 1992. Les jeunes hommes connaissaient des taux de mobilité ascendante modérément moins élevés que les débutants, mais même les travailleurs d'âge mûr et âgés ont connu un déplacement marqué sur les intervalles longs.

Les taux inférieurs de mobilité ascendante pour les femmes se sont maintenus en général à long terme (graphique D), mais les changements ont été encore une fois en leur faveur. Pour ce qui est des hommes débutants, jeunes et d'âge mûr, la mobilité ascendante à long terme a diminué de façon générale. En revanche, il y a eu pour les femmes débutantes, jeunes et d'âge mûr des *hausses* presque uniformes de leur taux de mobilité ascendante[9].

Les taux de mobilité descendante ont été généralement beaucoup plus faibles que les taux de mobilité ascendante à long terme, surtout pour les travailleurs débutants et jeunes, mais également pour les groupes d'âge mûr. Par exemple, parmi les hommes jeunes, 38,2 % ont grimpé à des niveaux supérieurs au cours de la période 1982-1992, tandis que seulement 16,8 % se sont déplacés vers le bas. La mobilité descendante à long terme (5 ans) a augmenté presque uniformément chez tous les hommes et diminué chez les femmes. À la longue, les caractéristiques de mobilité salariale des hommes et des femmes se sont donc davantage rapprochées.

Résumé

La période 1982-1992 a été marquée à la fois par la mobilité et par la stabilité salariales. Il s'agit d'un exemple du classique du verre à moitié plein ou à moitié vide.

La stabilité des salaires était accrue au niveau supérieur de la répartition, et le déplacement s'était généralement effectué davantage vers le haut que vers le bas, surtout à long terme et en particulier pour les jeunes travailleurs. L'extrémité inférieure de la répartition salariale accueillait constamment de nouveaux débutants. Par exemple, près des trois quarts des travailleurs qui se situaient dans le quintile salarial supérieur en 1982 demeuraient encore dans le groupe le plus élevé dix ans plus tard, tandis qu'environ seulement le quart des personnes qui ont commencé dans le quintile inférieur est resté dans la même position.

Les tendances concernant la mobilité ont beaucoup varié selon l'âge et le sexe. Les jeunes travailleurs étaient généralement plus mobiles que les travailleurs âgés, surtout vers le haut, tandis que généralement peu de femmes étaient susceptibles de parvenir au quintile supérieur.

La mobilité ascendante a diminué dans l'ensemble entre le

début des années 80 et le début des années 90, mais les tendances variaient considérablement selon l'âge et le sexe (de même que les caractéristiques salariales transversales). Les femmes actives âgées de 25 à 54 ans étaient très susceptibles de se déplacer vers le haut dans la répartition salariale durant la dernière période. Les hommes du même âge ont connu une légère diminution de leur taux de croissance salarial relatif, tandis que les groupes de femmes et d'hommes de moins de 25 ans ont connu une mobilité ascendante peu élevée, tout particulièrement ceux qui ont débuté aux niveaux inférieurs.

Perspective

Notes

1 Voir Banting et Beach (1995) et Beach et Slotsve (1996) pour des analyses documentaires et des travaux empiriques récents.

2 Par exemple, pour mesurer la mobilité salariale de 1982 à 1983, on a déterminé la place des travailleurs dans la répartition transversale chez les personnes dans les échantillons de travail durant les deux années. Une méthode semblable est utilisée pour des intervalles plus longs et des périodes spécifiques différentes.

3 On considère l'âge de la personne à la fin de l'année civile qui s'applique (tel qu'indiqué dans les formulaires fiscaux).

4 Voir Finnie (1997) pour les tableaux qui s'y rattachent.

5 Cette stabilité accrue à l'extrémité supérieure est en partie attribuable à l'accroissement (proportion du salaire médian) du quintile supérieur en dollars réels. L'OCDE (1996) examine ce point et donne différents résultats fondés sur des fourchettes salariales d'«ampleur égale».

6 La stabilité au niveau supérieur devient très manifeste si l'on tient compte des déplacements vers le quatrième quintile adjacent. Par exemple, la proportion de personnes qui ont débuté dans le quintile supérieur chez tous les salariés qui sont restés au niveau supérieur ou «à proximité» était de 89,7 % entre 1987 et 1992 et de 87,1 % pendant l'intervalle entière de 10 ans.

7 Quelque 17,0 % de tous les salariés ont grimpé d'un quintile dans la transition de un an la plus récente, tandis que 13,8 % sont passés à un quintile inférieur et que 69,2 % sont restés dans le même quintile (tableau). En deux ans, 22,0 % sont passés à un niveau supérieur, 16,5 %, à un niveau inférieur, et 61,5 % n'ont pas bougé. Dans l'intervalle de cinq ans le plus récent, 31,0 % sont passés à un niveau supérieur, 19,0 %, à un niveau inférieur, et 50,0 % sont restés dans le même quintile. Finalement, pour l'intervalle de 10 ans, 39,5 % des personnes qui sont restées sur le marché du travail étaient passés à un quintile salarial supérieur dans la dernière année, 19,2 % étaient passés à un quintile inférieur et 41,3 % étaient restés dans le même quintile.

8 Il n'a pas été possible de faire de comparaison pour les groupes débutants en raison de leur nombre restreint dans le quintile supérieur.

9 Voir le tableau 9b dans Finnie (1997) pour l'intervalle de 5 ans.

Documents consultés

BANTING, K.G. et C.M. Beach (sous la direction de). *Labour Market Polarization and Social Policy Reform*, Kingston, Université Queen's, School of Policy Studies, 1995

BEACH, C.M. et G.A. SLOTSVE. *Are We Becoming Two Societies?*, Toronto, C.D., Howe Institute, 1996.

FINNIE, R. *The Earnings Mobility of Canadians, 1982-1992*, document W-97-3Fa, Ottawa, Direction de la recherche, Développement des ressources humaines Canada, 1997a.

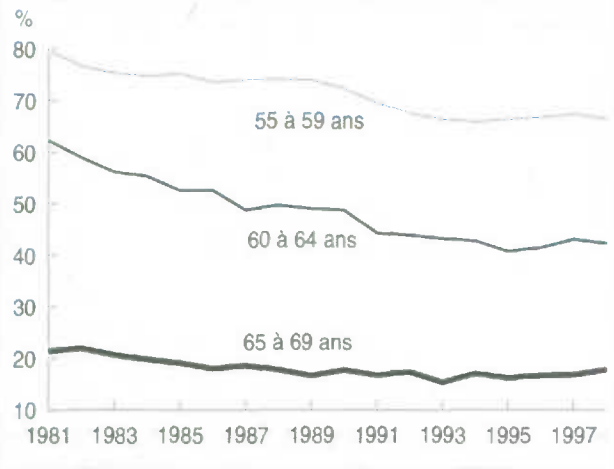
ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES. «Earnings inequality, low-paid employment and earnings mobility», *Employment Outlook*, Paris, OCDE, juillet 1996, p. 59-108.

L'exercice d'un emploi après 65 ans

Mark Walsh

On observe depuis de nombreuses années, documents à l'appui, une baisse du taux d'emploi chez les hommes âgés de 55 à 64 ans. Vers la fin de la décennie, ce taux semble toutefois s'être stabilisé (graphique A).

Graphique A : Le taux d'emploi chez les hommes âgés semble s'être stabilisé.



Source: Enquête sur la population active

Dans la majorité des études portant sur les travailleurs âgés, on a mis l'accent sur ce qu'il est convenu d'appeler les «années de préretraite»[1]. Dans le présent article, on s'intéresse plutôt aux travailleurs qui ont dépassé l'âge normal de la retraite, c'est-à-dire 65 ans. On y établit un lien entre le taux d'emploi chez ces travailleurs et celui qui est enregistré chez les travailleurs qui auront bientôt 65 ans.

Mark Walsh était au service de la Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages. On peut communiquer avec lui au (613) 951-5231 ou walsmar@statcan.ca..

Études de cohortes et études longitudinales

Dans les études longitudinales, on analyse les mêmes personnes au cours d'une période, tandis que dans les études de cohortes, on utilise de l'information transversale recueillie à différents moments. La présente étude compare un groupe d'hommes âgés de 60 à 64 ans à un moment déterminé avec un autre groupe d'hommes âgés de 65 à 69 ans cinq ans plus tard. Bien que les enquêtés ne sont pas les mêmes (comme c'est le cas dans une étude longitudinale), on considère qu'il s'agit essentiellement du même groupe d'hommes. Même si elles ne sont pas aussi précises que les études longitudinales, les études de cohortes présentent un avantage, soit celui du caractère d'actualité.

La présente étude révèle que la conservation d'un emploi chez les hommes âgés de 65 ans et plus est un phénomène qui prend de l'ampleur. Cette constatation établie, on cherche à vérifier si cette tendance s'accompagne de changements dans le milieu de travail. Les variables de changement examinées incluent le travail autonome, le travail à temps partiel et les régimes de travail souples. De tels régimes peuvent favoriser une transition graduelle à la retraite, comparativement au scénario du «brusque départ à 65 ans» qui prévalait autrefois. L'étude n'établit aucun lien de causalité avec ces facteurs, pas plus qu'on n'y cherche à prendre en compte toutes les variables pertinentes, dont bon nombre était inconnu (état de santé, salaires et actif net, par exemple).

Dans cet article, deux mesures sont utilisées pour déterminer si les hommes, dans les années 90, ont repoussé leur départ à la retraite. Mettant à profit les données de l'Enquête sur la population active (EPA), cet article examine les tendances en matière de retraite des hommes de 65 à 69 ans en mesurant la probabilité que les hommes de 60 à 64 ans continuent à exercer

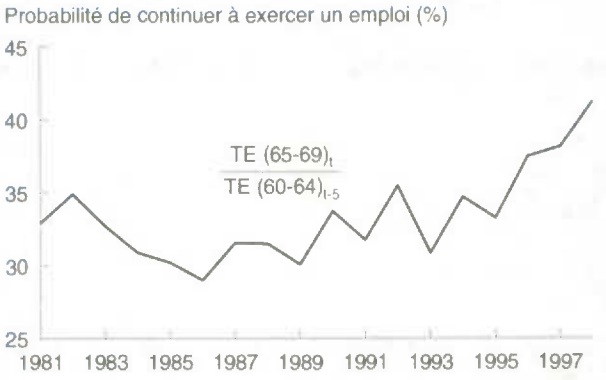
un emploi cinq ans plus tard. À partir des mêmes données, il traite également d'une mesure complémentaire de la conservation d'un emploi chez les hommes de 65 à 69 ans, à savoir la durée d'occupation de l'emploi. Ensuite, à partir des données de l'EPA et de l'Enquête sur les horaires et les conditions de travail, il est question de savoir si le report de la retraite a été favorisé ou facilité par une expansion des régimes de travail «propices à la transition», tels que le travail autonome, le travail à temps partiel, le télétravail et l'horaire variable.

L'exercice d'un emploi après 65 ans

Le pourcentage d'hommes âgés de 65 à 69 ans qui exercent un emploi est resté relativement stable dans les années 90 (graphique A). À première vue, ce fait surprend, car le taux d'emploi chez les hommes de 60 à 64 ans, qui forment le «groupe de relève», a diminué pendant la même décennie. Une explication plausible renverrait à une augmentation du pourcentage d'hommes de 60 à 64 ans qui continueront d'occuper un emploi après leur 65e anniversaire. Afin d'obtenir une mesure plus officielle, on a calculé dans le cadre de l'étude la probabilité de conservation d'un emploi après 65 ans dans les années 80 et 90 (voir *Estimation de la probabilité de conservation d'un emploi*). On a mis au jour une tendance à la hausse, qui s'est manifestée à partir du milieu des années 80 (graphique B). Plus précisément, en 1986, seulement 29 % des hommes employés qui étaient âgés de 60 à 64 ans il y a cinq ans étaient encore en mesure d'exercer un emploi. En 1998, la probabilité est portée à 41 %.

Un autre indice de la hausse de conservation d'un emploi chez les hommes après 65 ans est donné par l'information sur la durée d'occupation d'un emploi. Même si les données transversales de l'EPA fournissent la longueur de la durée d'occupation d'un emploi chez les travailleurs (qu'il s'agisse de travail pour un employeur ou de travail autonome), elles n'indiquent pas dans quelle mesure ces personnes ont obtenu de nouveaux emplois (à titre de salariés ou de travailleurs autonomes) après 65 ans; seules les données longitudinales le font. Malgré cela, des estimations transversales des périodes pendant lesquelles les personnes de 65 à 69 ans travaillaient pour leur employeur en 1989 et en 1998 ou continuaient à se livrer au travail autonome indiquent certaines hausses au fil des années.

Graphique B : De plus en plus d'hommes âgés de 60 à 64 ans continuent à exercer un emploi après 65 ans.



Source : Enquête sur la population active
Nota : TE = Taux d'emploi

De fait, l'importance des durées d'occupation longues (définies dans cette étude comme étant la proportion de travailleurs dont la durée d'occupation de l'emploi est de 5 ans ou plus) est passée de 69 % en 1989 à 81 % en 1998. À l'inverse, l'importance des durées d'occupation courtes a diminué, passant de 20 % à 11 %. On a aussi observé une légère hausse du nombre moyen d'années de service continu, qui est passé de 19 ans à un peu plus de 20 ans (tableau 1).

Tableau 1 : Durée d'occupation chez les hommes âgés de 65 à 69 ans

	1989		1998	
		%		%
Durée d'occupation*				
0 à 2 ans	15 700	20,3	10 300	10,7
5 ans et plus	53 700	69,3	77 100	80,5
Moyenne (années)	19,0		20,3	

Source : Enquête sur la population active
* *Correspond au nombre d'années consécutives pendant lesquelles une personne a exercé son emploi actuel ou conservé le statut de travailleur autonome.*

Estimation de la probabilité de conservation d'un emploi (PCE)

La probabilité de conservation d'un emploi correspond au rapport du taux d'emploi dans un groupe de personnes de 65 à 69 ans à un moment déterminé au taux d'emploi dans un groupe de personnes de 60 à 64 ans cinq ans plus tôt. (Le taux d'emploi correspond à la proportion de personnes dans un groupe d'âge particulier qui occupent un emploi.)

$$PCE_{t} = \text{Taux d'emploi (65-69)}_{t} \; / \; \text{Taux d'emploi (60-64)}_{t-5}$$

Dans la majorité des cas, le taux d'emploi dans le groupe le plus âgé (numérateur) sera inférieur au taux d'emploi dans le groupe le moins âgé (dénominateur) parce que les travailleurs sont plus nombreux à prendre leur retraite à mesure qu'ils avancent en âge. Par conséquent, pour les hommes de 60 à 64 ans ayant un emploi, la probabilité de conservation d'un emploi diminue lorsqu'ils entrent dans le groupe d'âge de 65 à 69 ans. En d'autres termes, la probabilité de conservation d'un emploi chez les personnes de 65 à 69 ans sera inférieure à 100 %.

Cette étude révèle que la probabilité que les personnes âgées de 60 à 64 ans en 1981 aient continué d'occuper un emploi en 1986 était de 29 % (0,18 / 0,62 x 100). En d'autres mots, la probabilité qu'elles aient quitté leur emploi en 1986 était de 71%. Une augmentation de la PCE au fil du temps est l'indice d'une hausse de la probabilité de conservation d'un emploi après l'entrée dans le groupe d'âge de 65 à 69 ans, et vice-versa. La PCE est parfois désigné par l'expression «taux de transition synthétique», le terme «synthétique» renvoyant au fait que la base de données n'est pas longitudinale, mais fondée sur des cohortes (Ruhm, 1995).

Calcul de la PCE

	Taux d'emploi		
	60 à 64 ans	65 à 69 ans	PCE
			%
1981	0,62		
1982	0,59		
1983	0,56		
1984	0,55		
1985	0,52		
1986	0,53	0,18	29
1987	0,49	0,19	32
1988	0,50	0,18	31
1989	0,49	0,17	30
1990	0,49	0,18	34
1991	0,44	0,17	32
1992	0,44	0,17	35
1993	0,43	0,15	31
1994		0,17	35
1995		0,16	33
1996		0,17	37
1997		0,17	38
1998		0,18	41

Source : Enquête sur la population active

Régimes de travail

Complexe, la prise de décision concernant la retraite est influencée par toute une gamme de facteurs financiers et familiaux, par l'état de santé et même par les régimes de travail. Ces derniers ne sont pas considérés comme des facteurs déterminants en ce qui concerne la décision de continuer à exercer un emploi au-delà de 64 ans, mais peuvent néanmoins jouer un rôle important. Dans quelle mesure l'accroissement de la probabilité de conservation d'un emploi et l'augmentation de la durée d'occupation sont-ils accompagnés ou facilités par des changements dans le milieu de travail? Dans cette étude sont examinés quelques régimes de travail que les hommes âgés de 65 à 69 ans ont de plus en plus adoptés durant les années 90. L'examen utilise deux approches différentes (cohortes et séries chronologiques), mais les résultats sont essentiellement les mêmes.

Suivant l'approche fondée sur les cohortes, on a examiné un groupe d'hommes à des intervalles de cinq ans et déterminé en quoi l'importance du travail autonome ou du travail à temps partiel, par exemple, fluctue à mesure que le groupe avançait en âge (de 55 à 59 ans en 1988, à 60 à 64 ans en 1993 et à 65 à 69 ans en 1998). Dans l'approche fondée sur des séries chronologiques, on a comparé l'importance du travail autonome et du travail à temps partiel chez des groupes d'âge similaires (hommes de 65 à 69 ans, par exemple) pour différentes années (1989 et 1998).

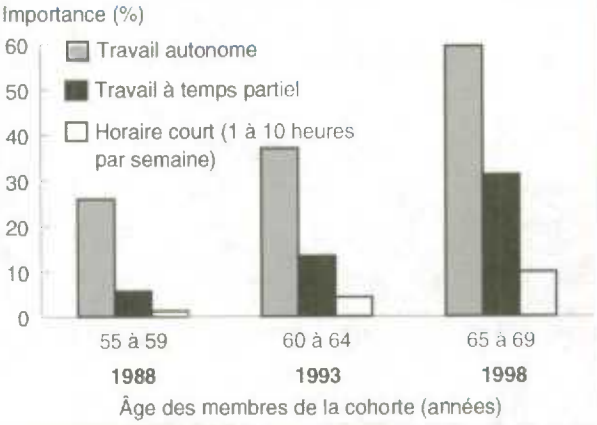
Travail autonome

La prise de décisions, l'indépendance et la souplesse ne sont que quelques raisons qui font du travail autonome un choix convenable pour les travailleurs âgés et qui incitent bon nombre de ces derniers à continuer de travailler au-delà de l'âge normal de la retraite.

Les résultats obtenus au moyen des données sur les cohortes font ressortir une hausse de l'importance du travail autonome, celle-ci étant passée de 26 % en 1988, lorsque le groupe se situait dans la tranche d'âge de 55 à 59 ans, à 37 % en 1993 (tranche d'âge de 60 à 64 ans), puis à 60 % en 1998 (tranche d'âge de 65 à 69 ans) (graphique C).

Les résultats obtenus au moyen des séries chronologiques mettent en évidence une tendance comparable. Bien que l'importance du travail autonome a augmenté, sa croissance a été marquée chez les travailleurs qui avaient dépassé l'âge normal de la retraite (tableau 2). De 1989 à 1998, l'importance du travail autonome chez les travailleurs de 65 à 69 ans est passée de 51 % à 60 %, ce qui représente un taux d'augmentation nettement supérieur à celui qui est relevé chez les travailleurs plus jeunes au cours de la même période.

Graphique C : L'importance des régimes de travail souples chez les hommes augmente avec l'âge.



Source : Enquête sur la population active

Tableau 2 : Le travail autonome chez les hommes

	1989		1998	
		%		%
Âge				
15 à 54	972 200	14,9	1 274 500	18,4
55 à 59	111 100	24,8	140 800	29,9
60 à 64	83 000	30,8	95 700	38,7
65 à 69	39 100	50,5	57 000	59,5

Source : Enquête sur la population active

Travail à temps partiel

Comme le travail autonome, le travail à temps partiel peut faciliter la transition à la retraite en offrant aux travailleurs âgés la possibilité de réduire le nombre d'heures de travail par semaine vers la fin de leur carrière. Le travail à temps partiel a également un effet bénéfique sur la demande dans le marché du travail. Les employeurs tirent avantage du travail à temps partiel parce qu'il accroît leur souplesse dans l'organisation des horaires de travail. Cette situation pourrait déboucher sur une hausse de la demande de services à temps partiel fournis par des travailleurs âgés, dont bon nombre sont hautement qualifié.

Selon les résultats obtenus par l'étude des cohortes, l'importance du travail à temps partiel accroît chez les hommes à mesure qu'ils avancent en âge. Le taux de travail à temps partiel chez les 55 à 59 ans est passé de 6 % en 1988 à 13 % en 1993, puis à 30 % en 1998 (graphique C). Cependant, les résultats obtenus par l'étude des séries chronologiques mettent en évidence une réalité quelque peu différente, à savoir que le taux de travail à temps partiel chez les hommes de 65 à 69 ans est resté pratiquement inchangé entre 1989 et 1998 (environ 31 %). Ce régime de travail restait tout de même deux fois plus fréquent parmi ce groupe que chez les 60 à 64 ans (tableau 3).

Tableau 3 : Le travail à temps partiel chez les hommes

	1989		1998	
		%		%
Âge				
15 à 54	539 500	8,3	688 000	9,9
55 à 59	23 200	5,2	37 700	8,0
60 à 64	26 700	9,9	38 100	15,4
65 à 69	24 500	31,6	29 900	31,2

Source : Enquête sur la population active

On a aussi étudié l'importance des semaines de travail comptant entre une et dix heures de travail (une variante du travail à temps partiel). Les données ont révélé une prévalence croissante de ce régime de travail à mesure que les hommes vieillissent. En 1988, seulement 1 % des hommes employés âgés de 55 à 59 ans avaient un horaire court. Cinq ans plus tard, environ 4 % avaient un tel horaire et, en 1998, c'était le cas pour près de 10 % de la cohorte (dont les membres étaient alors âgés de 65 à 69 ans) (graphique C). Les résultats obtenus au moyen des séries chronologiques sont encore une fois quelque peu différents. En 1998, comme en 1989, environ 10 % des hommes de 65 à 69 ans travaillaient au plus 10 heures par semaine, mais ce pourcentage était plusieurs fois plus élevé que celui que l'on enregistrait chez les travailleurs plus jeunes (tableau 4).

Tableau 4 : Semaine de travail réduite (1 à 10 heures) chez les hommes

	1989		1998	
		%		%
Âge				
15 à 54	**175 800**	**2,7**	**200 700**	**2,9**
55 à 59	6 500	1,4	10 300	2,2
60 à 64	8 200	3,0	10 300	4,2
65 à 69	8 000	10,3	9 400	9,8

Source : Enquête sur la population active

Régimes de travail souples

À l'instar du travail autonome et du travail à temps partiel, les régimes de travail souples peuvent inciter certaines personnes âgées à demeurer longtemps actives. Une comparaison des données des Enquêtes sur les horaires et les conditions de travail (EHCT) de 1991 et de 1995 indique un accroissement du recours à plusieurs régimes de travail compatibles avec le report de la retraite. L'horaire variable et le télétravail sont deux régimes auxquels les travailleurs âgés sont de plus en plus nombreux à adhérer.

L'horaire variable permet de choisir ses heures de travail à l'intérieur d'une plage d'heures déterminée. Le travailleur âgé a ainsi la possibilité de posséder un horaire de travail qui lui convient, ce qui l'encourage à conserver son emploi. Selon les données de l'EHCT, le recours à ce régime de travail a connu une augmentation spectaculaire chez les hommes de 60 à 69 ans entre 1991 et 1995.[2] Durant ces deux années, la proportion d'hommes de 60 à 69 ans qui bénéficiaient d'un horaire variable a plus que doublé, passant de 15 % à 35 % (tableau 5). Pendant la même période, le recours à un autre régime de travail utile, en l'occurrence le télétravail à temps plein ou à temps partiel, s'est accru chez les hommes âgés, son importance passant de 8 % à 10 %. On a aussi relevé une augmentation de l'importance du recours à la semaine de travail réduite (un ou deux jours par semaine) et au travail sur demande.

Tableau 5 : Régimes de travail chez les hommes âgés de 60 à 69 ans

	1991		1995	
		%		%
Travailleurs qui ...				
avaient un horaire variable *	27 700	15,3	61 300	34,9
travaillaient à la maison	14 100	7,7	18 000	10,3
travaillaient 1 ou 2 jours par semaines	8 800	4,7	10 800	6,2
travaillaient sur demande **	5 100	2,7	5 900	3,3

Source : Enquête sur les horaires et les conditions de travail
* *Heures de travail choisies en fonction des limites déterminées par l'employeur.*
** *L'horaire de travail varie considérablement d'une semaine à l'autre.*

Conclusion

On a montré dans cet article que dans les années 90, les hommes sont de plus en plus nombreux à continuer de travailler au-delà de l'âge normal de la retraite, c'est-à-dire 65 ans. Cette tendance a été causée ou favorisée par un recours accru aux pratiques de travail propices à une transition en douceur à la retraite, c'est-à-dire, par exemple, au travail autonome, au travail à temps partiel et à d'autres régimes de travail souples. Ces faits nouveaux font ressortir un scénario intéressant. Si la probabilité de conservation d'un emploi après 65 ans continue d'augmenter, et si la stabilité du taux d'emploi récemment observée chez les hommes de 60 à 64 ans (le groupe de relève) se maintient, on observera certainement une hausse de la proportion d'hommes qui continuent à travailler au-delà de l'âge habituel de la retraite.

Perspective

Notes

1 Gower (1997), notamment, a étudié la baisse de l'âge médian de retraite entre 1976 et 1995. Cette étude tenait compte non seulement du sexe, mais aussi de la catégorie de travailleurs, du secteur et de la durée d'occupation de l'emploi. De plus, elle établissait une comparaison générale entre les pays. Pour en savoir davantage sur le sujet, consultez CCMTP (1997), Galarneau (1998), Ruhm (1995) et Statistique Canada (1997 et 1998).

2 L'échantillon du groupe de 65 à 69 ans est trop petit pour être utilisé. Pour des raisons similaires, et aussi du fait que les deux enquêtes sont espacées de quatre ans plutôt que de cinq, les résultats des études de cohortes ne sont pas présentés.

Documents consultés

CENTRE CANADIEN DU MARCHÉ DU TRAVAIL ET DE LA PRODUCTIVITÉ. *Une nouvelle époque, une nouvelle façon de travailler : les nouveaux régimes de travail et la modification des heures de travail*, Ottawa, CCMTP, 1997.

GALARNEAU, D. «Pratiques d'emploi et de travail», *Les horaires et conditions de travail des années 90*, nº 71-535-MPB au catalogue, nº 8, Statistique Canada, Ottawa, 1998, p. 13-60.

GOWER, D. «L'âge de la retraite et l'estimation statistique», *L'emploi et le revenu en perspective*, nº 75-001-XPF au catalogue, vol. 9, nº 2, Statistique Canada, Ottawa, été 1997, p. 13-20.

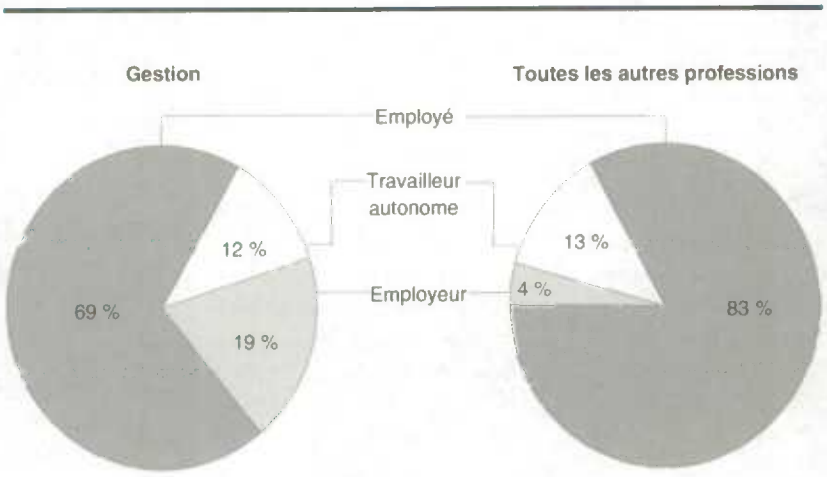
RUHM, C. «Secular changes in the work and retirement patterns of older men», *The Journal of Human Resources*, vol. 30, nº 2, printemps 1995, p. 362-385.

STATISTIQUE CANADA. *Le point sur la population active : Travailleurs âgés*, nº 71-005-XPB au catalogue, vol. 2, nº 2, printemps 1998.

---. «Un profil des travailleurs indépendants», *L'observateur économique canadien*, nº 11-010-XPB au catalogue, vol. 10, nº 11, novembre 1997, p. 3.12-3.22.

En parlant du travail autonome...

Le taux de croissance dans le travail indépendant a bien progressé. Les gestionnaires constituent un groupe professionnel qui illustre cette croissance. En 1998, près du tiers étaient travailleurs indépendants, ce qui représente un taux presque deux fois plus élevé que celui de toutes les autres professions. La presque totalité des différences était attribuable à ceux qui avaient des employés.



Source : Enquête sur la population active

Perspective

Épargne-retraite : les REER et les RPA

Ernest B. Akyeampong

Les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) et les régimes de pension agréés (RPA) d'employeur sont les deux principaux modes d'épargne-retraite donnant droit à une aide fiscale au Canada (voir *Source des données et définitions*). Jusqu'en 1957, seuls les RPA étaient offert aux travailleurs. Cette année-là, une modification apportée à la *Loi de l'impôt sur le revenu* établissait le REER comme un autre mode d'épargne exonérée d'impôt pour tous les contribuables salariés, mais surtout pour ceux qui ne pouvaient pas participer à un RPA. En raison, principalement, de modifications apportées à la Loi en 1990, qui ont haussé les plafonds pour la plupart des déclarants, les cotisations aux REER «normaux» – ceux qui font l'objet de plafonds de déduction ordinaires et qui excluent les transferts d'allocation de retraite – ont monté en flèche (passant de 13,4 milliards de dollars en 1991 à 23,8 milliards de dollars en 1996). De leur côté, les cotisations d'employés aux RPA ont peu augmenté (passant de 6,3 milliards de dollars à 6,9 milliards de dollars)[1].

Environ le tiers des employés seulement bénéficient d'un RPA (Maser, 1995). Si l'on met tout sur le même pied, on s'attendrait à une augmentation du taux de participation à un REER et du niveau moyen des cotisations chez les employés *non couverts* par un RPA, à l'instar des travailleurs indépendants[2] (propriétaires d'entreprises non constituées en société). De même, si l'on tient compte des cotisations à un RPA, on pourrait penser que le montant global des cotisations soit le même chez les employés qui cotisent aux deux régimes et chez les employés qui cotisent uniquement à un REER[3]. Mais qu'en est-il vraiment? Nous allons tenter de répondre à cette question à partir des données fiscales de 1996 (les plus récentes dont nous disposons à l'heure actuelle). Bien qu'on fournit de l'information sur les employés qui cotisent aux régimes de pension non contributifs, l'analyse, en grande partie, ne tient pas compte de ce groupe.

Différences dans les recours aux RPA et aux REER

En 1996, la plupart des employés (63 %) travaillaient pour des entreprises qui n'offraient ni RPA ni régime de participation différée aux bénéfices (RPDB) (voir *Les employés et les exclusions*). Dans le cas des 37 % restants, la participation à de tels régimes était généralement obligatoire pour les employés admissibles[4]. Environ le quart (1,0 million) de ces employés bénéficiaient d'un RPA non contributif. Les trois quarts (3,1 millions) qui étaient couverts par un régime contributif cotisaient en moyenne 1 951 $. Environ 1,4 million de participants à un régime cotisaient *uniquement* à un RPA en 1996, à une hauteur moyenne de 1 719 $. Les 1,7 million restants qui participaient à la fois à un RPA et à un REER cotisaient en moyenne 2 135 $ à leur RPA.

L'admissibilité à un REER découle de la réglementation fiscale : un revenu admissible et un facteur d'équivalence (FE) inférieur aux droits de cotisation à un REER (Frenken et Maser, 1993). Par ailleurs, la participation et les cotisations à un REER dépendent de la situation et des objectifs personnels, notamment le revenu personnel et familial, l'âge et le sexe (Frenken, 1990; Frenken et Maser, 1993; Aldridge, 1997).

Dans l'ensemble, environ 80 % des déclarants pouvaient cotiser à un REER en 1996, car ils en détenaient des droits (tableau 1). Un peu plus de 95 % des employés et des travailleurs indépendants bénéficiaient de droits de cotisation à un REER, mais dans la catégorie «résiduels» (par exemple, les personnes qui vivent surtout des paiements de transfert de l'État, dont beaucoup produisent une déclaration uniquement pour obtenir des crédits d'impôt remboursables, et les retraités), la proportion était de 58 %.

Ernest B. Akyeampong est au service de la Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages. On peut communiquer avec lui au (613) 951-4624 ou à akyeern@statcan.ca.

Tableau 1 : Admissibilité, taux de participation et cotisations à un REER «normal» en 1996

	Tous les déclarants	Déclarants admissibles	Taux d'admissibilité	Cotisants	Taux de participation*	Cotisation moyenne
	en milliers	en milliers	%	en milliers	%	$
Total	**20 806**	**16 646**	**80,0**	**6 000**	**36,0**	**3 959**
Employés	**11 209**	**10 662**	**95,1**	**4 616**	**43,3**	**3 689**
Non couverts par un RPA	7 092	6 586	92,9	2 260	34,3	3 992
Couverts par un RPA	4 117	4 076	99,0	2 357	57,8	3 398
Régimes non contributifs	1 039	1 023	98,5	639	62,4	4 017
Régimes contributifs	3 078	3 053	99,2	1 718	56,3	3 168
Cotisations à un RPA seulement	1 360	1 335	98,2	-	-	-
Cotisations à la fois à un RPA et à un REER	1 718	1 718	100,0	1 718	100,0	3 168
Travailleurs indépendants	**1 129**	**1 075**	**95,2**	**372**	**34,6**	**5 579**
Agriculteurs	174	158	91,1	48	30,4	4 306
Pêcheurs	24	24	97,4	7	31,5	5 030
Membres de professions libérales	169	165	97,6	101	61,3	9 107
Vendeurs	63	59	95,1	24	40,6	6 009
Propriétaires ou associés d'entreprise	699	668	95,5	191	28,6	3 995
Autres	**8 468**	**4 910**	**58,0**	**1 012**	**20,6**	**4 599**

Source : Revenu Canada

* *Pourcentage de déclarants admissibles qui ont cotisé à un REER «normal».*

La presque totalité des employés (99 %) d'entreprises offrant un régime de retraite d'employeur (contributif ou non) possédait des droits de cotisation; mais dans les autres entreprises qui n'offraient pas de tels régimes, le taux était légèrement inférieur (93 %). De même, parmi les travailleurs indépendants, l'admissibilité à un REER variait entre 91 % chez les agriculteurs et 98 % chez les membres de professions libérales (médecins et avocats, par exemple).

Parmi les déclarants admissibles, 36 % ont cotisé à un REER en 1996. Les employés étaient proportionnellement plus nombreux à le faire que les travailleurs indépendants, soit 43 % contre 35 %. Seulement 21 % des déclarants résiduels ont cotisé à un REER.

On constate aussi des variations du taux de participation à un REER entre les divers groupes. Par exemple, chez les employés admissibles, ceux qui travaillaient pour des entreprises offrant un régime de retraite d'employeur étaient proportionnellement plus nombreux à participer (58 %) que ceux qui travaillaient pour des entreprises sans RPA (34 %). Comme on pouvait s'y attendre, le taux de participation des employés bénéficiant d'un RPA non contributif était légèrement supérieur à celui des employés adhérant à un régime contributif.

Tableau 2 : Participation à un REER selon le revenu en 1996

	Employés		
	RPA contributif	Non couverts par un RPA	Travailleurs indépendants
		%	
Déclarants admissibles			
Total	**100,0**	**100,0**	**100,0**
Moins de 10 000 $	1,7	23,9	35,1
10 000 $ à 19 999 $	6,8	28,4	25,5
20 000 $ à 39 999 $	41,1	33,0	20,4
40 000 $ à 59 999 $	33,6	9,5	6,2
60 000 $ à 79 999 $	12,3	2,8	2,6
80 000 $ et plus	4,5	2,4	10,2
Taux de participation à un REER*			
Total	**57,8**	**34,3**	**34,6**
Moins de 10 000 $	8,1	5,6	10,5
10 000 $ à 19 999 $	31,5	21,9	32,2
20 000 $ à 39 999 $	50,1	47,4	54,7
40 000 $ à 59 999 $	65,5	70,9	71,8
60 000 $ à 79 999 $	75,9	82,1	79,0
80 000 $ et plus	80,6	87,5	49,2

Source : Revenu Canada

* *Pourcentage de déclarants admissibles qui ont cotisé à un REER «normal».*

Les employés et les exclusions

La présente étude identifie 11,2 millions de déclarants en 1996 comme «employés» (ceux dont la principale source de revenu brut consistait en salaires et qui n'ont pas déclaré de revenu d'un travail indépendant). Parmi ces déclarants, quelque 7,1 millions de travailleurs (63 %) ne pouvaient adhérer à un régime de retraite d'employeur. À l'instar des travailleurs indépendants, ils pouvaient cotiser uniquement à un REER. D'après les renseignements sur le FE, la presque totalité des 4,1 millions d'employés restants participaient à un RPA et, dans certains cas, à un RPDB.

Employés	**11 209 000**
Sans FE (non couverts par un RPA)	7 092 000
Avec FE (couverts par un RPA)	4 117 000
Cotisent à un RPA non contributifs	1 039 000
Cotisent à un RPA contributif	3 078 000
Ont seulement cotisé à un RPA	1 360 000
Ont cotisé à la fois à un RPA et à un REER	1 718 000

Source : Revenu Canada

Environ le quart des 4,1 millions d'employés ayant un FE n'a pas cotisé à un RPA en 1996 : ils participaient à un RPA non contributif ou à un RPDB. Les autres adhéraient à un RPA contributif, dont les cotisations étaient prélevées sur leur revenu.

Les participants à un RPA contributif n'ont pas tous cotisé à un REER en 1996. Environ 44 % d'entre eux ont choisi de ne pas cotiser ou ne pouvaient pas le faire parce que leur FE était égal ou supérieur à leurs droits de cotisation à un REER. Les 56 % restants ont aussi investi dans un REER.

Nous avons exclu environ 8,5 millions de déclarants de 1996 parce qu'ils ne répondaient pas aux critères des populations cibles (voir *Source des données et définitions*). La plus grande partie de leur revenu provenait de sources jugées inadmissibles pour les REER. Environ 1,0 million de déclarants étaient à la fois employés et travailleurs indépendants au cours de l'année. En outre, 86 % d'entre eux n'ont cotisé ni à un RPA ni à un REER en 1996; leur exclusion n'a donc aucune incidence sur la présente étude.

		Revenu tiré de			
	Déclarants exclus	Salaires	Travail indépendant	Combinaison des deux	Pas de cotisation
	en millions		%		%
Principale source de revenu brut					
Total	**8,5**				**86**
Placements	1,2	20	8	2	85
Rentes	3,6	10	3	1	93
Non classé	2,7	19	2	1	94
Employé et travailleur indépendant	1,0	100	100	100	38

Source : Revenu Canada

Parmi les travailleurs indépendants, les taux de participation à un REER variaient entre environ 30 % chez les agriculteurs, les pêcheurs et les propriétaires ou associés d'entreprise– groupes dont le revenu annuel est généralement faible et très fluctuant – et 61 % chez les membres de professions libérales.

Le fait que le degré de participation à un REER soit le même chez les travailleurs indépendants et chez les employés non couverts par un RPA n'a rien d'étonnant. En revanche, le taux supérieur enregistré par les employés d'entreprises offrant un RPA ne correspond pas aux attentes. Quelle en est l'explication? Un faible revenu serait un important facteur du moindre taux de participation à un REER des déclarants non couverts par un RPA (Frenken, 1990; Frenken et Maser, 1993). En 1996, par exemple, quelque 52 % des employés n'adhérant pas à un RPA et 61 % des travailleurs indépendants (autres que des membres de professions libérales, pour la plupart) ont déclaré un revenu annuel inférieur à 20 000 $, contre seulement 9 % des employés bénéficiant d'un RPA (tableau 2).

D'autres facteurs seraient à l'origine du faible taux de participation à un REER de l'ensemble des travailleurs indépendants. Alors que le taux de participation tendait à augmenter avec le revenu chez les employés (couverts ou non par un RPA) et les membres indépendants de professions libérales, ce n'était pas le cas chez les autres travailleurs indépendants. Les agriculteurs, les pêcheurs, les vendeurs et les propriétaires ou associés d'entreprise ayant un revenu annuel de 80 000 $ et plus ont peu participé à un REER en 1996, pour des raisons qu'on ignore[5]. Il en est résulté que seulement 49 % des travailleurs indépendants appartenant à cette tranche de revenu ont cotisé à un REER, contre plus de 80 % des employés.

La cotisation moyenne investie dans un REER en 1996 s'élevait à 3 959 $ (tableau 1) : 3 689 $ chez les employés et 5 579 $ chez les

travailleurs indépendants. La cotisation versée par les employés non couverts par un RPA était supérieure à celle versée par les employés adhérant à un régime d'employeur (3 992 $ contre 3 398 $). En outre, comme on pouvait s'y attendre, les employés bénéficiant d'un RPA non contributif cotisaient davantage à un REER (4 017 $ en moyenne) que ceux adhérant à un régime contributif (3 168 $). Parmi les travailleurs indépendants, les différences étaient encore plus prononcées et témoignaient en grande partie d'écarts dans le revenu : la cotisation moyenne variait entre 3 995 $ chez les propriétaires ou associés d'entreprise et 9 107 $ chez les membres de professions libérales.

Conformément à notre hypothèse, la cotisation moyenne à un REER chez les travailleurs indépendants ou les employés non couverts par un RPA était supérieure à celle des employés bénéficiant d'un RPA contributif. Toutefois, l'hypothèse selon laquelle *la totalité* de l'épargne-retraite tendrait à être semblable ne s'est vérifiée qu'en partie. Les employés adhérant à un RPA qui cotisaient également à un REER ont versé en moyenne 5 303 $ (3 168 $ à un REER et 2 135 $ à un RPA), soit près de la moyenne de 5 579 $ placée dans des REER par les travailleurs indépendants, mais beaucoup plus que la cotisation moyenne de 3 992 $ des employés ne bénéficiant pas d'un RPA (tableau 3). Une forte proportion de travailleurs à faible revenu de ce dernier groupe – environ 85 % avaient un revenu inférieur à 40 000 $ en 1996 – et des cotisations à un REER inférieures à la moyenne (tableau 4) justifient la faiblesse de leur moyenne globale.

Tableau 3 : Cotisation moyenne à un régime de retraite selon le sexe en 1996

	Les deux sexes	Hommes	Femmes
		$	
Employés bénéficiant d'un RPA contributif qui cotisent aux deux régimes			
RPA	2 135	2 339	1 935
REER	3 168	3 530	2 813
Total (RPA + REER)	**5 303**	**5 869**	**4 748**
Employés non couverts par un RPA (REER seulement)	**3 992**	**4 660**	**3 189**
Travailleurs indépendants (REER seulement)	**5 579**	**6 217**	**4 346**
Agriculteurs	4 306	4 434	3 838
Pêcheurs	5 030	5 387	2 619
Membres de professions libérales	9 107	10 150	7 027
Vendeurs	6 009	6 129	5 775
Propriétaires ou associés d'entreprise	3 995	4 587	3 047

Source : Revenu Canada

Cotisations selon l'âge, le sexe et le revenu

Dans notre étude, nous prenons aussi en considération les variables démographiques. Le degré de participation à un REER et le montant cotisé dépendent d'un certain nombre de caractéristiques personnelles (Frenken, 1990; Frenken et Maser, 1993; Aldridge, 1997). Par conséquent, l'appartenance à une catégorie de travailleurs ou l'adhésion à un RPA ne seraient pas les seules causes des différences mentionnées plus haut.

Pour cerner l'incidence des caractéristiques démographiques, nous avons réparti les groupes de travailleurs en sous-populations. Idéalement, des facteurs comme le revenu familial et les fonds déjà accumulés dans un REER seraient pris en compte. Toutefois, comme ces variables ne sont pas comprises dans le fichier fiscal utilisé, notre analyse se limite à l'âge, au sexe et au revenu. La présente section porte sur les montants cotisés et, parmi les employés adhérant à un RPA, sur ceux qui cotisent à la fois à un RPA et à un REER. En procédant ainsi, nous devrions savoir si les résultats concordent avec les conclusions d'études antérieures et si les résultats globaux présentés dans la section précédente se vérifient après désagrégation des données.

Dans l'ensemble, les hommes cotisent davantage à un REER que les femmes (Frenken, 1990; Frenken et Maser, 1993)[6]. C'est également le cas pour les trois groupes de travailleurs visés par la présente étude, qu'ils bénéficient ou non d'un RPA (tableau 3). Frenken et Maser ont aussi mentionné que pour les deux sexes réunis, la cotisation moyenne à un REER augmentait avec l'âge. La présente étude corrobore ce fait chez les employés bénéficiant ou non d'un

Tableau 4 : Cotisation moyenne à un régime de retraite selon le revenu en 1996

	Total	Inférieur à 10 000 $	10 000 $-19 999 $	20 000 $-39 999 $	40 000 $-59 999 $	60 000 $-79 999 $	80 000 $ et plus
				$			
Employés bénéficiant d'un RPA contributif qui cotisent aux deux régimes							
RPA	2 135	243	531	1 343	2 366	3 326	3 670
REER	3 168	684	1 593	2 325	3 349	4 181	5 982
Total (RPA + REER)	**5 303**	**927**	**2 124**	**3 668**	**5 715**	**7 507**	**9 651**
Employés non couverts par un RPA (REER seulement)	**3 992**	**824**	**1 615**	**2 837**	**5 290**	**8 450**	**12 701**
Travailleurs indépendants (REER seulement)	**5 579**	**1 220**	**2 421**	**4 510**	**7 426**	**10 200**	**12 827**
Agriculteurs	4 306	1 072	2 463	4 281	6 379	7 660	10 272
Pêcheurs	5 030	2 233	2 319	3 630	8 549	7 092	12 751
Membres de professions libérales	9 107	1 314	2 749	5 271	8 174	10 763	13 321
Vendeurs	6 009	1 325	3 131	4 597	7 484	11 372	11 914
Propriétaires ou associés d'entreprise	3 995	1 218	2 303	4 380	7 190	10 041	11 144

Source : Revenu Canada

RPA et chez les travailleurs indépendants jusqu'à l'âge de 49 ans; la cotisation moyenne se met ensuite à baisser chez les travailleurs plus âgés (tableau 5). La première étude établissait également que pour les deux sexes réunis, la cotisation moyenne à un REER augmentait en fonction du revenu (Frenken, 1990). La présente étude confirme aussi cette conclusion, que les déclarants bénéficient ou non d'un RPA (tableau 4). En outre, les employés non couverts par un RPA et les cotisants indépendants dont le revenu annuel est d'au moins 80 000 $ atteignaient presque le plafond autorisé au titre d'un REER (13 500 $) en 1996[7] (les droits de cotisation inutilisés des années précédentes ne sont pas inclus).

Si l'on tient compte des cotisations à un RPA, quelle en est l'incidence sur les conclusions des deux sections de l'analyse? Chez les

Tableau 5 : Cotisation moyenne à un régime de retraite selon l'âge en 1996

	Toutes les catégories	<25	25-39	40-49	50-59	60+
				$		
Employés bénéficiant d'un RPA contributif qui cotisent aux deux régimes						
RPA	2 135	897	1 834	2 360	2 426	1 840
REER	3 168	1 792	2 993	3 196	3 438	3 735
Total (RPA + REER)	**5 303**	**2 689**	**4 826**	**5 556**	**5 864**	**5 575**
Employés non couverts par un RPA (REER seulement)	**3 992**	**1 551**	**3 552**	**4 756**	**4 986**	**5 767**
Travailleurs indépendants (REER seulement)	**5 579**	**3 581**	**5 208**	**5 950**	**5 708**	**5 614**
Agriculteurs	4 306	3 181	4 018	4 324	4 723	4 310
Pêcheurs	5 030	4 407	5 125	5 070	4 832	5 249
Membres de professions libérales	9 107	3 725	8 253	9 590	9 816	9 453
Vendeurs	6 009	2 893	5 020	6 438	6 670	7 014
Propriétaires ou associés d'entreprises	3 995	3 656	3 744	4 212	4 023	4 150

Source : Revenu Canada

Source des données et définitions

Source des données

La présente étude s'inspire du fichier échantillon de 2 % des déclarants de Revenu Canada (appelé parfois le fichier vert).

Pour chaque année d'imposition, le nom des déclarants ayant un facteur d'équivalence (FE) et des droits de cotisation à un REER et de ceux qui cotisent à un REER, ainsi que les montants déclarés (cotisés) peuvent être présentés sous forme de tableau. Ce fichier indique également le revenu par source.

À certains égards, les données de ce fichier fiscal diffèrent de celles que publie la Division des données régionales et administratives (DDRA) de Statistique Canada. Par exemple, le fichier vert exclut les transferts d'allocation de retraite (d'un montant estimatif de plus de 3 milliards de dollars en 1996). Comme ces allocations ne sont versées qu'à des employés, leur exclusion rend plus valides les comparaisons entre employés et travailleurs indépendants dans la présente étude. En outre, on observe un léger sous-dénombrement des employés ayant un facteur d'équivalence (FE) dans le fichier vert. Pour plus d'explications, voir Revenu Canada (1998).

Le fait que certains déclarants ont à la fois un revenu d'un travail indépendant et un revenu d'employé complique les comparaisons. Pour surmonter cette difficulté, nous avons réparti les déclarants (20,8 millions en 1996) entre ceux dont la principale source de revenu brut consistait en salaires et qui n'ont pas déclaré de revenu d'un travail indépendant (11,2 millions d'employés) et ceux dont le revenu brut provenait principalement d'une entreprise non constituée en société et qui n'ont pas déclaré de salaires (1,1 million de travailleurs). Nous avons aussi réparti les travailleurs indépendants en cinq groupes : agriculteurs, pêcheurs, membres de professions libérales, vendeurs et propriétaires ou associés d'entreprise. Un groupe «résiduel» (8,5 millions de travailleurs; voir *Les employés et les exclusions*) a déclaré comme principale source de revenu des placements, des rentes, des paiements de transfert de l'État ou une combinaison de revenu d'un travail indépendant et de salaires.

Définitions

Régime contributif : RPA en vertu duquel les employés sont tenus de verser des cotisations, contribuant ainsi à une partie du coût des prestations.

Régime de participation différée aux bénéfices (RPDB) : Régime d'épargne d'employeur enregistré auprès de Revenu Canada. Les cotisations de l'employeur à ces régimes (les employés ne peuvent pas cotiser) sont calculées en fonction des bénéfices. Le montant accumulé dans ces régimes peut être payé au moment de la retraite ou à la fin de l'emploi en un versement unique ou en versements échelonnés sur une période n'excédant pas dix ans, ou être utilisé pour acheter une rente.

REER collectif : Plan établi pour le bénéfice des employés, des membres d'association professionnelle ou de commerce. Des contrats individuels doivent être enregistrés pour chaque participant et des comptes séparés doivent être tenus pour chacun. Aux fins de l'impôt, les cotisations de l'employeur sont considérées comme un revenu gagné par les employés.

Régime non contributif : RPA en vertu duquel le coût des prestations est assumé exclusivement par l'employeur.

Facteur d'équivalence (FE) : Valeur mathématique des droits à pension constitués par le déclarant qui participe à un RPA – que l'employé soit tenu ou non de cotiser – ou à un régime de participation différée aux bénéfices. Le FE, qui est calculé à partir des droits à pension de l'année précédente, réduit le montant maximal déductible au titre des REER. La prise en compte du FE a pour but d'offrir un traitement fiscal équivalent aux travailleurs, qu'ils participent ou non à un RPA.

Régime de pension agréé (RPA) : Régime de l'employeur enregistré auprès de Revenu Canada, et dans la plupart des cas, auprès d'un organisme de régie des rentes.

Régime enregistré d'épargne-retraite (REER) : Régime d'épargne conçu pour encourager l'épargne en vue de la retraite en vertu duquel les cotisations sont déductibles d'impôt à l'intérieur de limites prescrites. Chaque année, le montant de cotisations pouvant être déduit est réduit du montant estimé des prestations acquises l'année précédente au titre d'un RPA ou d'un RPDB (le FE). Les droits de cotisation non utilisés peuvent être reportés ultérieurement. Le revenu de placement accumulé dans ce régime est exempt d'impôt.

Cotisations normales à un REER : Montant cotisé au REER du déclarant ou du conjoint du déclarant, qui est à l'intérieur de la limite permise et qui réduit les droits de cotisation à un REER. Ce montant exclut les transferts d'allocation de retraite.

hommes, ces cotisations avaient tendance à combler l'écart entre les employés bénéficiant d'un RPA qui cotisent aux deux régimes (5 869 $) et les travailleurs indépendants (6 217 $) (tableau 3). Chez les femmes, le portrait est quelque peu différent : les employées bénéficiant d'un RPA qui cotisent aux deux régimes investissaient davantage dans une épargne-retraite (4 748 $) que les travailleuses indépendantes et les employées non couvertes par un RPA (respectivement 4 346 $ et 3 189 $).

Tant les travailleurs indépendants que les employés bénéficiant d'un RPA qui cotisent aux deux régimes avaient tendance à investir des montants semblables, quel que soit le groupe d'âge. En 1996, les employés n'adhérant pas à un RPA cotisaient le montant le plus faible, jusqu'à l'âge de 59 ans (tableau 5). À 60 ans et plus, l'épargne-retraite moyenne était semblable pour les trois groupes (de l'ordre de 5 600 $ à 5 800 $).

La prise en compte des cotisations à un RPA avait également tendance à combler l'écart entre les travailleurs indépendants et les employés bénéficiant d'un RPA qui cotisent aux deux régimes dont le revenu est inférieur à 40 000 $ (tableau 4). Dans cette fourchette de revenu, les cotisations de retraite combinées des employés bénéficiant d'un RPA étaient supérieures à l'épargne-retraite des employés n'adhérant pas à ce type de régime; on constatait l'inverse dans les fourchettes supérieures. Chez ceux dont le revenu annuel était de 80 000 $ et plus en 1996, les cotisants non couverts par un RPA (employés et travailleurs indépendants) cotisaient environ 13 000 $, soit près du plafond autorisé pour les REER, contre une cotisation de retraite combinée moyenne de 9 651 $ chez les employés bénéficiant d'un RPA.

Résumé

En 1996, contrairement aux attentes, le taux de participation à un REER était beaucoup plus élevé chez les employés bénéficiant d'un RPA que chez les autres déclarants. Le revenu élevé semble jouer un rôle important dans le comportement des premiers. Chez de fortes proportions d'employés n'adhérant pas à un RPA et chez les travailleurs indépendants, la faiblesse générale des revenus a probablement influé le plus sur le taux de participation à un REER : en 1996, plus de la moitié de ces travailleurs ont déclaré un revenu annuel inférieur à 20 000 $. Fait étonnant, on a aussi enregistré des taux relativement faibles chez les déclarants indép endants, autres que les membres de professions libérales, ayant un revenu annuel très élevé (80 000 $ et plus).

Comme on pouvait s'y attendre, la cotisation moyenne à un REER était plus élevée chez les déclarants non couverts par un RPA, notamment chez les travailleurs indépendants. Toutefois, si l'on tient compte des RPA, l'épargne-retraite moyenne des employés qui cotisent aux deux régimes était semblable à celle des travailleurs indépendants et supérieure à celle des employés n'adhérant pas à un RPA.

La cotisation moyenne à un REER avait tendance à être supérieure chez les hommes et à augmenter en fonction du revenu. Elle augmentait aussi avec l'âge chez les employés bénéficiant ou non d'un RPA, mais diminuait chez les travailleurs indépendants âgés de plus de 49 ans.

Si l'on tient compte des cotisations à un RPA, les travailleurs indépendants investissaient davantage dans l'épargne-retraite, bien que l'écart entre ce groupe et celui des employés couverts par un RPA contributif avait tendance à rétrécir. L'épargne moyenne était généralement la plus faible chez les employés non couverts par un RPA. On observe toutefois quelques exceptions : les femmes adhérant à un RPA contributif cotisaient davantage à une épargne-retraite que celles qui n'en bénéficiaient pas (employées ou travailleuses indépendantes); à 60 ans et plus, les membres des trois groupes de déclarants versaient, en moyenne, des cotisations presque identiques; et dans la tranche de revenu annuel de 60 000 $ et plus, les employés non couverts par un RPA investissaient davantage dans un régime d'épargne-retraite que leurs homologues participant à un RPA contributif.

Enfin, aux niveaux de revenu très élevés (80 000 $ et plus), les employés non couverts par un RPA et les cotisants indépendants, quelle que soit leur occupation et malgré le faible taux de participation des déclarants autres que les membres de professions libérales, cotisaient près du maximum déductible au titre d'un REER. Au sein de ce groupe de revenu, la moyenne combinée de l'épargne-retraite des employés couverts par un RPA contributif était inférieure.

Perspective

Notes

1 Les cotisations salariales des employés ne constituent qu'une fraction (37 % en 1996) de l'ensemble des cotisations à un RPA. Le reste consiste en cotisations patronales (employeurs).

2 Dans la présente étude, on utilise les définitions d'«employé» et de «travailleur indépendant» de Revenu Canada, qui diffèrent de celles de l'Enquête sur la population active (EPA). Dans l'EPA, les travailleurs indépendants sont les propriétaires d'entreprises constituées en société, ceux des entreprises non constituées en société et les travailleurs familiaux non rémunérés. Toutefois, du fait que la déclaration de revenus ne tient pas compte du travail familial non rémunéré et qu'il est impossible de distinguer le revenu d'un travail indépendant pour une entreprise constituée en société de celui d'un emploi rémunéré (tous deux sont déclarés à la même ligne), Revenu Canada traite donc, d'un point de vue technique, les travailleurs indépendants propriétaires d'entreprises constituées en société comme des employés. Le terme «déclarant indépendant» désigne donc uniquement les propriétaires d'entreprises non constituées en société.

3 Ces derniers sont cotisants à un régime de retraite non contributif, employés non couverts par un RPA ou travailleurs indépendants. En effet, pour des raisons d'équité, les dispositions de la *Loi de l'impôt sur le revenu* concernant le facteur d'équivalence (FE) autorisent les déclarants non couverts par un RPA à majorer les cotisations à un REER. L'inclusion du FE dans le calcul des droits de cotisation à un REER visait à offrir un traitement fiscal équivalent aux travailleurs, qu'ils bénéficient ou non d'un RPA (Frenken, 1995).

4 Dans bon nombre d'entreprises offrant un RPA, les employés occasionnels, temporaires et à temps partiel ne sont pas admissibles au régime. De plus en plus, et particulièrement dans le secteur public, ces employés sont couverts au prorata.

5 En 1996, les taux de participation à un REER chez les déclarants indépendants admissibles dont le revenu était de 80 000 $ et plus s'établissaient comme suit : agriculteurs (21,2 %), pêcheurs (68,8 %), membres de professions libérales (89,5 %), vendeurs (65,1 %) et propriétaires ou associés d'entreprise (14,9 %).

6 Frenken a remarqué dans les données de 1987 que la moyenne globale chez les hommes était supérieure à celle enregistrée chez les femmes, mais que la situation était renversée lorsque le revenu annuel atteignait 50 000 $ et plus.

7 En 1996, le plafond de la déduction au titre d'un REER s'établissait à 13 500 $ ou à 18 % du revenu admissible, selon le montant le moins élevé.

Documents consultés

ALDRIDGE, D. «Cotisation à un REER : le plus tôt possible!», *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 9, n° 1, Statistique Canada, Ottawa, printemps 1997, p. 46-51.

FRENKEN, H. «Régimes de pension et REER : aide fiscale», *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 7, n° 4, Statistique Canada, Ottawa, hiver 1995, p. 9-14.

---. «Les REER : une aide fiscale à l'épargne-retraite», *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 2, n° 4, Statistique Canada, Ottawa, hiver 1990, p. 9-21.

FRENKEN, H. et K. MASER. «REER – nouvelles règles, nouvelle croissance», *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 5, n° 4, Statistique Canada, Ottawa, hiver 1993, p. 36-47.

MASER, K. «Qui épargne pour la retraite?», *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 7, n° 4, Statistique Canada, Ottawa, hiver 1995, p. 15-21.

REVENU CANADA. *Statistiques sur le revenu, 1998*, Analyse des déclarations de revenus des particuliers de 1996 et statistiques diverses, Ottawa, Approvisionnements et Services, 1998.

Vous déménagez?

Veuillez nous faire parvenir votre nom, ancienne adresse, nouvelle adresse, numéro de téléphone et numéro de référence du client à : **Statistique Canada, Division des opérations et de l'intégration, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario), K1A 0T6**; ou composez le (613) 951-7277 ou sans frais le 1 800 700-1033, ou soumettez votre changement d'adresse par télécopieur au (613) 951-1584.

Veuillez nous aviser quatre semaines à l'avance pour éviter toute interruption de la livraison.

La bipolarisation des horaires à la fin des années 90

Karen Hall

Au cours des 20 dernières années, les semaines de travail de moins de 35 heures et celles de plus de 40 heures ont gagné en popularité. On appelle «bipolarisation des horaires» ce phénomène de recul de la semaine normale de travail.

Les tableaux suivants montrent les changements dans les heures de travail ainsi que dans le temps supplémentaire rémunéré et non rémunéré entre 1976 et 1998. Ils présentent la répartition selon le sexe, la profession et l'industrie ainsi qu'une comparaison avec les États-Unis.

Source des données et définitions

Dans cet article, il sera question des données de l'Enquête sur la population active (l'EPA) de Statistique Canada. Tous les chiffres représentent des moyennes annuelles et ne s'appliquent qu'aux employés (les travailleurs indépendants ne sont pas visés par l'analyse). Les chiffres sur les heures supplémentaires ne s'appliquent qu'aux employés qui travaillaient durant la semaine de référence. Tous les autres chiffres renvoient à l'ensemble des employés, que ces derniers aient travaillé ou non durant la semaine de référence. Dans la présente analyse, l'expression **semaine normale de travail** désigne une semaine de travail de 35 à 40 heures (de 35,0 à 40,9 heures réelles). Par **horaire long**, on entend une semaine de travail de 41 heures et plus, et par **horaire court**, une semaine de travail de moins de 35 heures, y compris 0 heure.

La «bipolarisation des horaires» (Sheridan, Sunter et Diverty, 1996) est caractérisée par une diminution de la proportion de gens qui ont une semaine normale de travail jumelée à une augmentation de la proportion de gens qui ont un horaire long ou un horaire court. **L'inégalité des horaires** est un déplacement unidirectionnel dans la répartition des heures selon laquelle la proportion de personnes possédant une semaine normale est à la baisse et la proportion de personnes ayant un horaire *soit* long *soit* court augmente conformément.

Les années 1980, 1989 et 1998 ont été retenues afin de ne pas avoir à tenir compte des répercussions des cycles économiques, ce qui influence un peu l'analyse : la croissance des horaires courts entre 1989 et 1998 peut sembler quelque peu exagérée parce que, notamment, les horaires courts ont atteint, en 1989, leur plus bas niveau en 20 ans.

Nombre habituel d'heures

Dans presque tous les documents de Statistique Canada sur les horaires de travail, il est question du concept des heures habituelles. Les changements conceptuels qui ont eu lieu dans le cadre de la mise en application progressive de la restructuration de 1997 de l'Enquête sur la population active ont toutefois entraîné une rupture dans la série de données chronologiques sur les heures habituelles à l'automne 1996. Les variables et la série de données sur les heures de travail ont été révisées de manière à ce que les estimations des salaires soient exactes. Avant la restructuration, les heures habituelles comprenaient les heures supplémentaires habituelles de travail, rémunérées ou non rémunérées, au cours d'une semaine. Depuis, les heures habituelles ne comprennent que le nombre d'heures de travail habituellement rémunérées ou mentionnées dans un contrat.

Nombre réel d'heures

La série de données chronologiques sur les heures réelles se maintient depuis 1976. Le nombre réel d'heures peut être inférieur ou supérieur au nombre habituel d'heures : il est inférieur en raison de congés annuels, de congés de maladie ou d'autres absences du travail; il est supérieur en raison des heures supplémentaires rémunérées ou non rémunérées. Les données de l'EPA permettent de déterminer le nombre d'heures d'absence du travail et les motifs d'absence, ainsi que le nombre total d'heures supplémentaires rémunérées et non rémunérées.

(Cet article est inspiré d'une recherche présentée lors de la Conférence économique de 1999 de Statistique Canada [jetant un regard sur les nouvelles réalités économiques] qui s'est tenue à Ottawa, les 23 et 24 mars 1999.) *Karen Hall, actuellement en congé, était au service du Programme d'enquête sur la population active de Statistique Canada. Pour de plus amples renseignements au sujet de cette étude, veuillez communiquer avec Geoff Bowlby au (613) 951-3325 ou à bowlgeo@statcan.ca.*

Nombre habituel et nombre réel d'heures travaillées en 1998

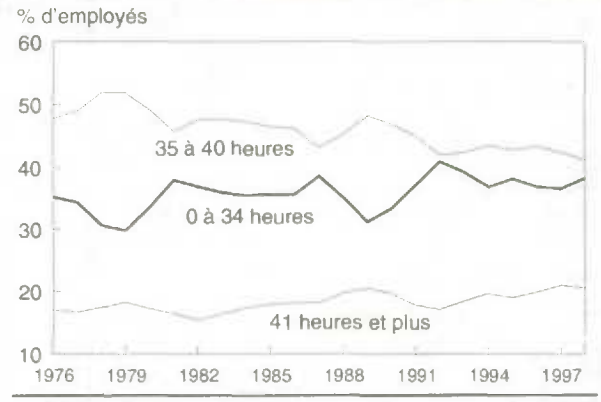
Le nombre habituel et le nombre réel d'heures correspondent généralement très bien, même si la coïncidence entre les deux est accrue quand on se rapproche des pôles. En 1998, quelque 94 % des personnes qui ont travaillé moins de 35 heures par semaine ont déclaré à peu près le même nombre réel d'heures; 82 % des personnes qui ont déclaré un nombre habituel de 41 heures et plus ont également déclaré un nombre réel d'heures semblable. Par contre, le centre du tableau ne montre pas une concordance aussi marquée : seulement 61 % des personnes qui ont des semaines normales de 35 à 40 heures ont déclaré un nombre réel d'heures du même ordre, tandis que 22 % ont déclaré un horaire court et 17 %, un horaire long.

	Nombre réel d'heures		
	0 à 34	35 à 40	41 et plus
	% d'employés		
Nombre habituel d'heures	**38,3**	**41,2**	**20,6**
Moins de 35	94,4	4,0	1,6
35 à 40	22,0	61,4	16,7
41 et plus	11,3	7,1	81,6

Source : Enquête sur la population active

Durée effective de travail entre 1976 et 1998

Entre 1976 et 1998, la proportion d'employés qui effectuent entre 35 et 40 heures par semaine a connu une baisse, alors que la proportion des employés aux horaires courts ou longs a augmenté. Cette baisse est en grande partie attribuable à la popularité décroissante de la semaine de travail de 40 heures. Le pourcentage de personnes qui travaillent de 35 à 39 heures par semaine est demeuré relativement stable depuis 1980, soit environ 16 %, mais le pourcentage de travailleurs qui font 40 heures a chuté de façon marquée. Seulement 25 % des travailleurs avaient une semaine de 40 heures en 1998, par rapport à 32 % en 1980 et en 1989. La proportion de gens qui s'absentent du travail est restée relativement stable, variant entre 7 % et 8 %.



Source : Enquête sur la population active

Durée effective de travail selon le sexe entre 1980 et 1998

Les femmes sont de loin beaucoup plus susceptibles que les hommes d'avoir des horaires courts, en partie parce qu'elles s'absentent presque deux fois plus que les hommes. En 1998, 50 % des femmes et 28 % des hommes travaillaient moins de 35 heures par semaine. Deux fois plus de femmes que d'hommes faisaient entre une et 14 heures par semaine (8 % contre 4 %, respectivement). Par ailleurs, un nombre plus élevé de femmes travaillaient entre 35 et 39 heures. En 1998, 12 % des hommes et 20 % des femmes effectuaient entre 35 et 39 heures de travail, comparativement à 12 % et 23 % en 1980.

Le nombre d'hommes surpasse le nombre de femmes relativement aux horaires longs. Un nombre plus élevé d'hommes que de femmes travaillaient de 35 à 40 heures (43 % contre 39 % en 1998, par rapport à 51 % et 47 % en 1980). Le nombre d'hommes ayant travaillé entre 41 et 49 heures par semaine représente au moins deux fois celui des femmes (15 % comparativement à 7 %). Finalement, les femmes étaient beaucoup moins susceptibles que les hommes d'avoir un horaire très long. En 1998, 6 % des hommes et 1 % des femmes ont fait 60 heures et plus par semaine.

	1980			1989			1998		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
					%				
Heures									
0 à 34	33,5	25,5	45,1	31,2	21,6	42,6	38,3	27,9	49,6
35 à 40	49,2	50,9	46,8	48,2	50,0	46,2	41,2	43,3	38,8
41 et plus	17,3	23,7	8,1	20,5	28,4	11,3	20,6	28,8	11,6

Source : Enquête sur la population active

Durée effective de travail selon le sexe entre 1993 et 1998

À court terme, la répartition du nombre réel d'heures travaillées est demeurée assez stable depuis 1993. La proportion de gens qui ont fait moins de 35 heures a seulement varié de 1 % entre 1993 et 1998, stagnant autour de 39 %. La proportion d'employés ayant une semaine normale de travail s'est fixée autour de 42 %, incluant un petit écart entre les hommes et les femmes (environ 44 % et 39 % respectivement). Finalement, la proportion de travailleurs ayant un horaire long est demeurée autour de 20 % depuis 1993. Les hommes sont plus susceptibles que les femmes de posséder un horaire long (29 % contre 12 % respectivement).

	Nombre d'heures								
	0 à 34			35 à 40			41 et plus		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
	%								
Année									
1993	39,2	29,3	50,1	42,4	44,7	39,8	18,4	26,0	10,1
1994	36,9	26,8	48,1	43,5	45,4	41,3	19,6	27,8	10,5
1995	38,2	28,2	49,4	42,7	44,9	40,3	19,0	26,9	10,4
1996	36,9	26,6	48,3	43,2	45,5	40,7	19,9	27,9	11,1
1997	36,6	26,0	48,4	42,4	44,9	39,6	21,0	29,1	12,0
1998	38,3	27,9	49,6	41,2	43,3	38,8	20,6	28,8	11,6

Source : Enquête sur la population active

Durée effective de travail selon l'industrie entre 1989 et 1998

Le nombre réel d'heures travaillées varie selon l'industrie[1]. Le modèle de bipolarisation au cours de la période 1976-1995 (Sheridan, Sunter et Diverty, 1996) existe toujours : les horaires longs sont encore très répandus dans les industries secondaires et les horaires courts demeurent très fréquents dans les industries tertiaires.

En 1998, un pourcentage élevé de travailleurs qui œuvrait dans les secteurs suivants avaient un horaire long : industries agricoles (36 %), primaires (39 %), manufacturières (28 %), industries de la construction (29 %) et du transport et de l'entreposage (29 %). Dans les industries agricoles et primaires, plus particulièrement, 12 % des travailleurs ont fait plus de 60 heures.

Les horaires courts sont aussi en vigueur dans les industries : en 1998, plus de la moitié des travailleurs œuvrant dans les secteurs d'hébergement et de restauration (59 %) et de soins de santé et assistance sociale (51 %) et près de la moitié dans les services d'enseignement (48 %) et le commerce (45 %) ont effectué moins de 35 heures par semaine, tout comme 39 % des travailleurs dans le secteur de la gestion et du soutien administratif et 37 % des travailleurs dans les industries agricoles[2].

La semaine normale de travail a connu une baisse dans tous les secteurs d'activités entre 1989 et 1998 (à l'exception de l'industrie agricole, où elle a enregistré un gain de 3 points de pourcentage). Ce recul concorde avec l'accroissement des horaires courts et, dans certains secteurs, la diminution des horaires longs.

Dans les services publics, on constate le déplacement le plus important par rapport à la semaine normale de travail (14 points), auquel est jumelée une augmentation de près de 10 points des horaires courts et une augmentation de 5 points des horaires longs. De même, la popularité de la semaine normale de travail a chuté de presque 11 points dans les secteurs primaires, où l'on constate une augmentation de 5 points des horaires courts et une augmentation de 6 points des horaires longs.

Il s'agit toutefois, dans ces deux cas, d'une situation irrégulière : dans les autres secteurs d'activités, la tendance aux horaires courts a été beaucoup plus marquée. Dans l'administration publique, par exemple, la baisse de 10 points de la popularité de la semaine normale de travail a été jumelée à une augmentation correspondante des horaires courts; le pourcentage des horaires longs est demeuré le même. Quant aux services d'enseignement, la baisse de 9 points de la semaine normale de travail a été jumelée à une augmentation similaire des horaires courts.

Finalement, pour ce qui est de la gestion et du soutien administratif, une chute de 3 points de la semaine normale de travail et une baisse de 2 points des horaires longs a résulté en une augmentation de 5 points des horaires courts.

	1989			1998			Variation entre 1989 et 1998		
	0 à 34	35 à 40	41+	0 à 34	35 à 40	41+	0 à 34	35 à 40	41+
		%			%				
Ensemble des industries	**31,2**	**48,2**	**20,5**	**38,3**	**41,2**	**20,6**	***7,1***	***-7,0***	***0,1***
Industrie agricole	38,8	24,2	37,0	36,9	27,3	35,7	*-1,9*	*3,1*	*-1,3*
Industries primaires	18,3	48,8	32,9	22,9	38,3	38,8	*4,6*	*-10,5*	*5,9*
Services publics	18,0	64,8	17,2	27,4	50,6	22,0	*9,4*	*-14,2*	*4,8*
Construction	20,9	51,7	27,4	26,6	44,0	29,5	*5,7*	*-7,7*	*2,1*
Industrie manufacturière	17,2	57,8	25,0	22,4	50,0	27,6	*5,2*	*-7,8*	*2,6*
Commerce	38,6	42,4	19,0	44,7	37,3	18,0	*6,1*	*-5,1*	*-1,0*
Transport et entreposage	26,0	47,2	26,8	31,2	39,9	28,9	*5,2*	*-7,3*	*2,1*
Finances, assurances et services immobiliers	26,9	53,4	19,7	35,5	46,0	18,5	*8,6*	*-7,4*	*-1,2*
Services professionnels, scientifiques et techniques	23,8	52,0	24,2	30,1	46,2	23,7	*6,3*	*-5,8*	*-0,5*
Gestion et soutien administratif	34,6	46,0	19,3	39,4	43,1	17,5	*4,8*	*-2,9*	*-1,8*
Services d'enseignement	39,7	38,9	21,4	48,5	30,2	21,3	*8,8*	*-8,7*	*-0,1*
Soins de santé et assistance sociale	44,5	46,2	9,3	51,5	39,1	9,4	*7,0*	*-7,1*	*0,1*
Information, culture et loisirs	32,8	47,9	19,3	39,9	41,8	18,3	*7,1*	*-6,1*	*-1,0*
Hébergement et restauration	52,1	33,3	14,6	58,7	28,8	12,6	*6,6*	*-4,5*	*-2,0*
Autres services	33,5	43,9	22,6	38,1	40,8	21,1	*4,6*	*-3,1*	*-1,5*
Administration publique	26,4	57,9	15,7	36,4	48,0	15,6	*10,0*	*-9,9*	*-0,1*

Source : Enquête sur la population active

Durée effective de travail selon la profession entre 1989 et 1998

Le nombre réel d'heures travaillées varie également selon la profession[3]. Les gestionnaires détiennent le record en ce qui concerne les horaires longs en 1998. Les employés dans le domaine de la vente et des services, de même que les préposés, les aides et les autres travailleurs du secteur tertiaire, avaient les horaires les plus courts.

Chez les gestionnaires, les horaires longs sont fréquents. En 1998, 38 % d'entre eux ont travaillé plus de 40 heures par semaine. De ce nombre, 14 % ont fait de 49 à 59 heures et 8 %, 60 heures et plus. Les horaires courts sont relativement rares dans ce groupe. En effet, 22 % ont travaillé moins de 35 heures.

Chez les membres de professions libérales, les horaires longs sont également une réalité : en 1998, près d'un quart ont travaillé plus de 40 heures par semaine. Toutefois, ils étaient moins nombreux que les gestionnaires à posséder un horaire très long : seulement 4 % ont travaillé 60 heures et plus. Par ailleurs, les horaires courts sont plus fréquents dans les professions libérales que dans la gestion : 38 % des membres de professions libérales ont travaillé moins de 35 heures par semaine.

En revanche, 61 % des préposés, aides et autres travailleurs du secteur tertiaire et 48 % des employés travaillant dans le domaine de la vente et des services ont fait moins de 35 heures par semaine. À peine 8 % du premier groupe et 16 % du deuxième ont travaillé plus de 40 heures par semaine.

Entre 1989 et 1998, on constate une diminution de la semaine normale de travail dans *tous* les groupes professionnels, de même qu'une augmentation des horaires de moins de 35 heures. En fait, la diminution de la semaine normale de travail a été le plus souvent accompagnée d'une augmentation correspondante des horaires courts – et dans certains cas, d'une légère baisse des horaires longs.

Le recul de la semaine normale de travail est le plus marqué dans les professions liées à l'administration (9 points de pourcentage), accompagné d'une augmentation des horaires courts. Pour ce qui est des professions techniques, on constate une baisse de 7 points de la semaine normale de travail (et une baisse de 1 point des horaires longs) accompagnée d'une augmentation de 8 points des horaires courts. Finalement, la semaine normale de travail a chuté de 7 points chez les travailleurs dans le domaine du commerce et de la production; les horaires courts ont augmenté de 6 points et les horaires longs, de 2 points.

	1989			1998			Variation entre 1989 et 1998		
	0 à 34	35 à 40	41+	0 à 34	35 à 40	41+	0 à 34	35 à 40	41+
		%			%				
Ensemble des professions	**31,2**	**48,2**	**20,5**	**38,3**	**41,2**	**20,6**	***7,1***	***-7,0***	***0,1***
Gestion	16,2	45,6	38,3	22,1	39,6	38,3	*5,9*	*-6,0*	-
Professions libérales	31,4	44,9	23,7	37,7	39,0	23,3	*6,3*	*-5,9*	*-0,4*
Technique	34,9	49,4	15,7	42,8	42,3	14,9	*7,9*	*-7,1*	*-0,8*
Commerce et production	19,7	53,3	27,0	25,4	46,1	28,5	*5,7*	*-7,2*	*1,5*
Administration	31,9	56,6	11,5	40,6	48,1	11,3	*8,7*	*-8,5*	*-0,2*
Vente et services	41,6	39,9	18,5	48,3	35,3	16,5	*6,7*	*-4,6*	*-2,0*
Préposés, aides et autres employés du secteur tertiaire	54,5	36,4	9,0	61,2	31,1	7,8	*6,7*	*-5,3*	*-1,2*

Source : Enquête sur la population active

En 1998, 8 % des travailleurs ont fait des heures supplémentaires rémunérées et 10 % ont fait des heures supplémentaires non rémunérées. À peine un million de Canadiens ont fait en moyenne 8,7 heures supplémentaires rémunérées par semaine et un million ont fait en moyenne 9,5 heures supplémentaires non rémunérées. Les travailleurs qui ont effectué des heures supplémentaires non rémunérées étaient plus susceptibles que les autres employés d'avoir des horaires longs : 4 % d'entre eux ont ajouté 10 heures ou plus à leur semaine de travail en 1998, comparativement à 3 % chez les travailleurs qui ont fait des heures supplémentaires rémunérées.

Les hommes étaient plus susceptibles que les femmes de faire des heures supplémentaires rémunérées, soit 11 % contre 6 %. En outre, le nombre d'hommes ayant fait 5 heures supplémentaires rémunérées ou plus par semaine était plus de deux fois plus élevé que celui des femmes (8 % contre 3 %).

Par ailleurs, les hommes font plus d'heures supplémentaires non rémunérées que les femmes. En 1998, 10 % des hommes et des femmes ont fait des heures supplémentaires non rémunérées. Les femmes étaient plus nombreuses que les hommes à travailler moins de 5 heures supplémentaires non rémunérées (3,4 % par rapport à 2,4 % pour les hommes), et moins susceptibles que les hommes de faire 15 heures supplémentaires non rémunérées ou plus (1,7 % par rapport à 2,5 % pour les hommes). Environ autant d'hommes que de femmes ont travaillé entre 5 et 9 heures supplémentaires non rémunérées.

	Rémunérées			Non rémunérées		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
	%					
Nombre d'heures supplémentaires						
Aucune	91,2	88,6	94,1	89,9	89,6	90,3
Moins de 5	2,9	3,2	2,4	2,9	2,4	3,4
5 à 9	3,0	4,0	2,0	2,8	2,9	2,7
10 à 14	1,5	2,1	0,7	2,2	2,5	1,9
15 et plus	1,4	2,1	0,7	2,2	2,5	1,7

Source : Enquête sur la population active

Heures supplémentaires rémunérées et non rémunérées selon l'industrie en 1998

Les heures supplémentaires rémunérées sont plus fréquentes dans certaines industries. En 1998, près de 13 % des travailleurs dans les services publics, 12 % dans l'industrie manufacturière, 12 % dans les industries primaires et 10 % dans la construction ont effectué 5 heures supplémentaires rémunérées ou plus par semaine. En revanche, les employés des services d'enseignement qui ont effectué des heures supplémentaires rémunérées ne représentaient que 3 %.

Les heures supplémentaires non rémunérées sont également chose courante dans les industries. En 1998, quelque 25 % des employés des services d'enseignement, 13 % des services professionnels, scientifiques et techniques, 10 % des services de la finance, des assurances et des services immobiliers, et 8 % des services en information, culture et loisirs ont effectué 5 heures supplémentaires non rémunérées ou plus par semaine.

	Nombre d'heures supplémentaires rémunérées					Nombre d'heures supplémentaires non rémunérées				
	0	1 à 4	5 à 9	10 à 14	15+	0	1 à 4	5 à 9	10 à 14	15+
					%					
Ensemble des industries	**91,2**	**2,9**	**3,0**	**1,5**	**1,4**	**89,9**	**2,9**	**2,8**	**2,2**	**2,2**
Industrie agricole	95,1	1,6	1,0	1,0	1,4	96,3	0,9	1,2	0,9	0,8
Industries primaires	85,5	2,9	4,0	3,2	4,5	91,4	2,5	2,5	1,9	1,7
Services publics	83,3	3,8	5,5	3,2	4,2	89,9	3,1	3,2	2,1	1,7
Construction	87,5	2,9	3,8	2,7	3,1	94,9	1,6	1,3	1,1	1,1
Industrie manufacturière	83,4	4,6	6,6	2,9	2,5	92,8	1,9	2,2	1,7	1,5
Commerce	93,5	2,5	2,3	1,0	0,8	92,6	2,4	2,1	1,5	1,4
Transport et entreposage	88,1	3,9	3,6	2,0	2,4	93,7	1,7	1,9	1,3	1,4
Finances, assurances et services immobiliers	94,5	2,1	1,9	0,8	0,6	84,8	4,7	4,6	3,3	2,5
Services professionnels, scientifiques et techniques	91,9	2,7	2,7	1,5	1,3	82,6	4,4	5,1	4,2	3,8
Gestion et soutien administratif	93,0	2,3	2,3	1,1	1,2	94,1	1,9	1,7	1,0	1,2
Services d'enseignement	97,5	1,0	0,9	0,3	0,4	70,7	4,4	7,2	8,0	9,7
Soins de santé et assistance sociale	93,8	2,8	1,9	0,7	0,8	91,9	3,9	2,0	1,2	1,1
Information, culture et loisirs	92,1	2,9	2,4	1,3	1,3	88,6	3,2	3,3	2,7	2,2
Hébergement et restauration	94,9	2,0	1,8	0,7	0,7	96,1	1,4	0,9	0,9	0,7
Autres services	93,5	2,4	2,1	1,1	0,9	91,7	2,6	2,1	1,6	1,9
Administration publique	92,1	2,7	2,4	1,2	1,5	87,0	4,9	4,0	2,2	1,9

Source : Enquête sur la population active

Heures supplémentaires rémunérées et non rémunérées selon la profession en 1998

Les travailleurs dans le domaine du commerce et de la production détiennent le record du nombre d'heures supplémentaires rémunérées le plus élevé en 1998. Des 16 % qui ont fait du surtemps, 6 % ont fait 10 heures supplémentaires rémunérées ou plus. Quelque 9 % des travailleurs dans les catégories techniques ont fait des heures supplémentaires rémunérées, tout comme 7 % des travailleurs dans les professions liées à l'administration. Les gestionnaires (5 %) et les membres de professions libérales (6 %) ont été les moins susceptibles de faire des heures supplémentaires rémunérées.

Lorsque l'on tient compte des heures supplémentaires non rémunérées, le portrait est tout autre : 29 % des gestionnaires et 23 % des membres de professions libérales ont fait des heures supplémentaires non rémunérées en 1998. Chez les gestionnaires, 8 % ont fait 15 heures supplémentaires non rémunérées ou plus par semaine et 8 % ont ajouté de 10 à 14 heures à leur semaine de travail. Chez les membres de professions libérales, 6 % ont fait 15 heures supplémentaires non rémunérées ou plus et 6 % en ont fait entre 10 et 14.

Parmi les groupes professionnels, les gestionnaires se trouvent en première position en ce qui touche les heures supplémentaires. Si l'on ne tient pas compte du surtemps, la proportion de gestionnaires ayant des horaires longs chute de 21 points de pourcentage (de 38 % à 17 %), tandis que la proportion ayant une semaine normale de travail augmente de 18 points (de 40 % à 58 %). Chez les membres de professions libérales, la proportion ayant des horaires longs chute de 15 points (de 23 % à 8 %) et celle des employés ayant une semaine normale de travail augmente de 11 points (de 39 % à 50 %).

Inversement, moins de 3 % des travailleurs dans le commerce et la production et une proportion semblable de préposés, aides et autres travailleurs du secteur tertiaire ont fait des heures supplémentaires non rémunérées en 1998. Les heures supplémentaires ont donc très peu d'incidence sur leurs horaires de travail. Sans les heures supplémentaires, la fréquence de la semaine normale de travail chez ces travailleurs augmente d'à peine 2 points (de 31 % à 33 %) et celle des horaires courts, d'à peine 1 % (de 61 % à 62 %). Mais chez les travailleurs dans le commerce et la production, qui sont les plus susceptibles de faire des heures supplémentaires rémunérées, l'exclusion des heures supplémentaires résulte en une baisse de 12 points des horaires longs (de 29 % à 17 %) et en une augmentation correspondante de 10 points de la semaine normale de travail (de 46 % à 56 %).

	Nombre d'heures supplémentaires rémunérées					Nombre d'heures supplémentaires non rémunérées				
	0	1 à 4	5 à 9	10 à 14	15+	0	1 à 4	5 à 9	10 à 14	15+
	%									
Ensemble des professions	**91,2**	**2,9**	**3,0**	**1,5**	**1,4**	**89,9**	**2,9**	**2,8**	**2,2**	**2,2**
Gestion	95,4	1,3	1,6	0,9	0,8	71,4	5,4	7,9	7,6	7,7
Professions libérales	94,1	2,0	2,0	1,0	1,0	76,6	5,2	6,3	5,8	6,1
Technique	90,8	3,3	3,0	1,4	1,5	91,3	3,6	2,5	1,3	1,4
Commerce et production	83,8	4,4	5,8	3,0	3,0	97,4	1,0	0,7	0,5	0,4
Administration	93,0	3,1	2,2	1,0	0,8	91,6	3,7	2,5	1,3	0,9
Vente et services	93,9	2,1	2,1	1,0	0,9	93,7	2,3	1,8	1,2	1,0
Préposés, aides et autres employés du secteur tertiaire	94,9	2,0	1,8	0,6	0,7	97,4	1,3	0,6	0,4	0,3

Source : Enquête sur la population active

Durée effective de travail au Canada et aux États-Unis entre 1980 et 1998

De 1980 à 1998, la semaine normale de travail a connu une baisse de 8 points au Canada et de 9 points aux États-Unis. Quarante-cinq pour cent des Canadiens et 43 % des Américains ont eu une semaine normale de travail en 1998, ce qui représente une baisse par rapport à 1980[4], année au cours de laquelle 53 % des Canadiens et 52 % des Américains avaient une semaine normale de travail.

De façon générale, les Canadiens sont plus susceptibles d'avoir des horaires courts et les Américains, des horaires longs. En 1998, par exemple, 33 % des Canadiens et 26 % des Américains avaient des horaires courts. Par contraste, 22 % des Canadiens et 31 % des Américains avaient des horaires longs. Avec le temps, ces écarts se sont élargis. En 1980, la différence dans la proportion de gens qui avaient des horaires longs était de 5 points de pourcentage. En 1989, on avait atteint une différence de 7 points. En 1998, l'écart était de 9 points. Les écarts à la fin du spectre des horaires courts ont augmenté, passant de 3 points en 1980 à 7 points en 1998.

	1980		1989		1998	
	Canada	É.-U.	Canada	É.-U.	Canada	É.-U.
	%					
Nombre d'heures						
1 à 34	28,1	24,6	25,8	22,8	32,9	25,8
35 à 40	53,2	52,1	52,0	48,0	44,8	43,3
41 et +	18,7	23,3	22,1	29,2	22,3	31,0

Sources : Enquête sur la population active, Current Population Survey, États-Unis

Entre 1989 et 1998, les États-Unis ont connu des hausses de presque 2 points pour ce qui est des horaires longs et de 3 points en ce qui concerne les horaires courts, accompagnées d'une baisse de 5 points pour la semaine normale de travail. Quant au Canada, la popularité de la semaine normale de travail a chuté de 7 points, diminution qui correspond à une hausse de la fréquence des horaires courts.

Perspective

Notes

1 Les groupes d'industries se fondent sur le nouveau Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN). Les codes du SCIAN diffèrent considérablement des anciens codes CTI. Par conséquent, les deux systèmes ne sont pas comparables.

2 La répartition des heures de travail dans l'industrie agricole a connu, plus que dans tout autre secteur, une bipolarisation en durées effectives courtes et longues. La présente étude ne porte que sur les employés. La plupart des agriculteurs sont des propriétaires-exploitants et, par conséquent, exclus. On considère les commis engagés, les employés de fermes constituées en société et les travailleurs saisonniers, comme les cueilleurs de fruits. Les horaires sont regroupés aux pôles courts et longs : les horaires sont courts quand les activités ou la demande sont faibles, et longs durant les périodes de récolte ou en haute saison. En 1989, 37 % des travailleurs agricoles avaient des horaires longs et 39 %, des horaires courts. En 1998, 36 % des travailleurs agricoles avaient des horaires longs et 37 %, des horaires courts.

3 Les groupes professionnels se fondent sur la classification type des professions de 1991 (CTP), qui n'est pas comparable avec la CTP de 1980.

4 Les données pour les États-Unis représentent les moyennes annuelles tirées du Current Population Survey. Les horaires courts comprennent de une à 34,9 heures. Les chiffres pour le Canada ont donc été ajustés de manière à exclure les employés canadiens qui ont déclaré 0 heure de travail. Ces travailleurs sont considérés dans les chiffres pour les horaires courts mentionnés dans le reste de l'article.

Document consulté

SHERIDAN, M., D. SUNTER et B. DIVERTY. «Évolution de la semaine de travail : tendances dans les heures de travail hebdomadaires au Canada, 1976-1995» *La population active*, nº 71-001-XPB au catalogue, vol. 52, nº 6, Statistique Canada, Ottawa, juin 1996, p. C2-C31.

L'alphabétisation en milieu de travail

Harvey Krahn et Graham S. Lowe

La capacité de lire, d'écrire et d'utiliser de l'information numérique est essentielle à la réussite sur le marché du travail et au bien-être de la personne dans la société. L'insuffisance en alphabétisation réduit les perspectives d'emploi et limite la participation à la société (Power, 1983; CRIE, 1992; OCDE et Statistique Canada, 1995). De plus, les pays où la population est très alphabète sont normalement plus compétitifs, en particulier parce que le succès dans l'économie mondiale actuelle exige des travailleurs qualifiés, capables d'apprendre et de s'adapter au changement de façon continue (OCDE et Statistique Canada, 1995; Statistique Canada, 1996; Clark, 1996). L'alphabétisme constitue donc le centre des discussions sur l'utilisation et la mise en valeur des ressources humaines et des habiletés tant sur le plan individuel qu'à l'échelle du milieu de travail et à l'échelle nationale.

Cet article examine le degré de concordance entre les exigences des emplois occupés par les travailleurs canadiens et les capacités de lecture de ceux-ci afin d'établir un profil de l'utilisation et de la sous-utilisation de l'alphabétisation sur le marché du travail. Dans cette étude, on utilise les données fournies par le volet canadien de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) pour mesurer trois types de capacités de lecture : compréhension de textes suivis, de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif (voir *Source des données et définitions*)[1].

Les conclusions initiales de l'EIAA soulignent l'importance de l'alphabétisme pour la réussite économique individuelle : au Canada et aux États-Unis, des «pénalités» et des «primes» importantes sur le plan du revenu existent selon un niveau de capacités de lecture faible ou élevé (Statistique Canada, 1996). Les résultats de l'EIAA font aussi état d'une possible sous-utilisation des capacités de lecture. Des comparaisons entre les pays suggèrent par exemple que certains travailleurs canadiens – en particulier ceux qui exercent des métiers spécialisés – ont moins l'occasion de faire

Source des données et définitions

L'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) est un projet de recherche transversale touchant sept pays (Allemagne, Canada, États-Unis, Pays-Bas, Pologne, Suède et Suisse) qui a été réalisé en automne 1994. Elle avait pour but de créer des profils d'alphabétisme nationaux comparables en évaluant les capacités de lecture à l'aide de techniques de mesure avancées utilisant du matériel du «monde réel». On peut obtenir de plus amples renseignements sur le plan de l'étude et sur les techniques de mesure dans OCDE et Statistique Canada (1995) et dans Statistique Canada (1996).

L'EIAA mesurait l'alphabétisation selon trois catégories distinctes (tableau 1) :

Compréhension de textes suivis – connaissances et capacités nécessaires pour comprendre et utiliser l'information contenue dans des textes tels des éditoriaux, des reportages, des poèmes et de la fiction;

Compréhension de textes schématiques – connaissances et capacités nécessaires pour repérer et utiliser l'information présentée sous diverses formes, notamment les demandes d'emploi, les formules de paie, les horaires de transport, les cartes routières, les tableaux et les graphiques;

Compréhension de textes au contenu quantitatif – connaissances et capacités nécessaires pour faire des opérations arithmétiques, isolément ou en séquence, avec les chiffres inclus dans des documents imprimés, comme établir le solde d'un compte de chèques, calculer un pourcentage de pourboire, remplir une formule de commande ou calculer le montant d'intérêt sur un prêt à partir d'une annonce publicitaire.

Adapté de L'utilisation des capacités de lecture en milieu de travail au Canada, *publié par Statistique Canada (nº 89-552-MPF au catalogue, nº 4) et Développement des ressources humaines Canada.* *Harvey Krahn est au service du Département de sociologue (University of Alberta). On peut communiquer avec lui au (780) 433-1644 ou à hkrahn@gpu.srv.ualberta.ca. Graham S. Lowe est au service du Réseau canadien de recherche en politiques publiques. On peut le joindre au (780) 492-0487 ou à graham.lowe@ualberta.ca.*

appel à leurs capacités de lecture au travail (Statistique Canada, 1996; Crompton, 1996). Dans la présente étude on met l'accent sur la question de la sous-utilisation des capacités de lecture en prétendant qu'elle a des effets graves dans un contexte économique où l'acquisition de compétences et l'éducation permanente sont de plus en plus récompensées..

La question suivante servait de fil conducteur à la présente analyse : dans quelle mesure les travailleurs canadiens utilisent-ils leurs capacités de lecture dans le cadre de leur emploi? En d'autres mots, quel est le degré de concordance entre les capacités de lecture des travailleurs et le besoin de ces capacités dans leur travail?

Même si le terme «sous-emploi» désigne parfois un nombre insuffisant d'heures ou de semaines de travail, il décrit aussi avec justesse la sous-utilisation des compétences (Redpath, 1994; Statistique Canada, 1997). Cette forme de sous-emploi, qu'on pourrait aussi appeler *surplus de capacités de lecture,* est une préoccupation aussi importante que le *manque de capacités de lecture* (insuffisance de capacités de lecture chez les travailleurs) qui a retenu l'attention du public au cours de la dernière décennie. Ces deux problèmes devraient être abordés sous l'angle du degré de concordance entre les capacités de lecture et les exigences des emplois. À une extrémité du continuum se trouvent les travailleurs possédant des capacités de lecture nettement inférieures aux exigences minimales de la plupart des emplois; à l'autre extrémité se trouvent les personnes très alphabètes dont les emplois sous-utilisent souvent leurs capacités de lecture. Dans le premier cas, les ressources humaines potentielles n'ont pas été développées. Dans le second, le capital humain disponible n'est pas utilisé de façon optimale. Il en résulte que les capacités de lecture peuvent en partie se perdre (Krahn, 1997).

Il est donc essentiel de mettre l'accent non seulement sur les personnes ayant un manque de capacités, mais aussi sur celles dont les capacités dépassent les besoins de l'emploi. Pour des travailleurs ayant des capacités de lecture de niveau moyen ou élevé, le fait d'exercer un emploi dans de telles circonstances peut résulter, à long terme, en une perte de compétences. Pour des travailleurs possédant peu de capacités de lecture, un milieu de travail peu stimulant pourrait diminuer la probabilité du développement de leurs capacités de lecture au travail ou dans la vie courante.

Tableau 1 : Niveaux de compréhension de textes suivis, schématiques et au contenu quantitatif chez les travailleurs âgés de 16 ans et plus

	Textes suivis	Textes schématiques	Textes au contenu quantitatif
		%	
Tous les niveaux	**100**	**100**	**100**
Niveau 1	12	12	12
Niveau 2	25	24	25
Niveau 3	37	35	36
Niveau 4/5	26	29	27
Moyenne*	287	291	292

Source : Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994

* *Mesurée selon un intervalle possible de 0 à 500.*

Degré de concordance entre les capacités de lecture et le milieu de travail

Dans quelle mesure les Canadiens ayant un emploi font-ils valoir leurs capacités de lecture au travail? Il est difficile de déterminer l'utilisation optimale des ressources humaines d'une société (désignées, dans cette étude, par «capacités de lecture»), car il arrive que des travailleurs changent d'emploi ou que les exigences requises pour occuper certains emplois évoluent. Tout bien considéré, une bonne concordance serait préférable à une mauvaise (voir *Création de mesures évaluant le degré de concordance entre les capacités de lecture des travailleurs et le milieu de travail*). Idéalement, la politique gouvernementale et les mesures incitatives du marché amèneraient les employeurs à élever les exigences concernant l'alphabétisme en milieu de travail (c'est-à-dire à créer des emplois axés sur les connaissances) et encourageraient les employés ayant de faibles capacités de lecture à s'améliorer par des cours de perfectionnement et de formation.

En ce qui a trait à la compréhension de textes suivis et aux exigences en matière de lecture et d'écriture en 1994, quelque 2 millions de travailleurs ayant de faibles capacités de lecture occupaient des emplois peu exigeants sur le plan de l'alphabétisme (tableau 2). Près de 4 millions possédaient des capacités moyennes et occupaient des emplois comportant des exigences

moyennes. La moitié des travailleurs se situant au niveau 2 pour la compréhension de textes suivis était dans une telle situation, tout comme 55 % des travailleurs se trouvant au niveau 3. Environ 2,5 millions de Canadiens ayant des capacités de lecture élevées occupaient des emplois exigeant un haut degré de compréhension de textes suivis.

Quelque 21 % des personnes dont la compréhension de textes suivis se situent au niveau 3 occupaient des emplois peu exigeants sur le plan de la lecture et de l'écriture au travail (tableau 2; graphique A). La moitié des personnes se trouvant au niveau supérieur en compréhension de textes suivis (niveau 4/5) étaient sous-employées. Donc, en chiffres absolus, environ 2,5 millions de Canadiens occupaient des emplois où leurs capacités de lecture de textes suivis n'étaient pas pleinement exploitées. L'insuffisance de ces capacités constitue l'autre forme de discordance. Toutefois, en ce qui concerne la compréhension de textes suivis, ce problème n'est pas aussi généralisé. En 1994, approximativement 700 000 travailleurs occupaient des emplois exigeant un niveau de compréhension de lecture et d'écriture plus élevé que ce qu'ils semblaient avoir[2], ce qui inclut, dans cette catégorie, 19 % des travailleurs possédant des capacités de niveau 1 et 16 % des travailleurs se situant au niveau 2 (tableau 2; graphique B).

Dans la catégorie des personnes sous-employées en ce qui a trait à la compréhension de textes schématiques, 23 % des Canadiens en emploi possédant des capacités de niveau 3 et 43 % des travailleurs appartenant au niveau 4/5 occupaient des emplois peu exigeants

Tableau 2 : Combinaisons en matière de compréhension de textes suivis en milieu de travail

Niveau de compréhension de textes suivis	Exigences en matière de lecture et d'écriture en milieu de travail (%) *Estimation de la population (en milliers)*				
	1 (faible)	2	3	4/5 (élevé)	Total
1 (faible)	64 *839*	17 *221*	12 *162*	7 *85*	100 *1 307*
2	34 *993*	31 *924*	19 *572*	16 *469*	100 *2 958*
3	21 *931*	26 *1 150*	29 *1 279*	24 *1 039*	100 *4 399*
4/5 (élevé)	10 *304*	41 *1 283*	30 *917*	19 *598*	100 *3 102*
Total	*3 067*	*3 578*	*2 930*	*2 191*	*11 766*

Source : Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994

Légende :

Faibles capacités – exigences faibles

Capacités moyennes – exigences moyennes

Capacités élevées – exigences élevées

Concordance entre les habiletés et les exigences

Faibles capacités – exigences élevées (manque de capacités de lecture)

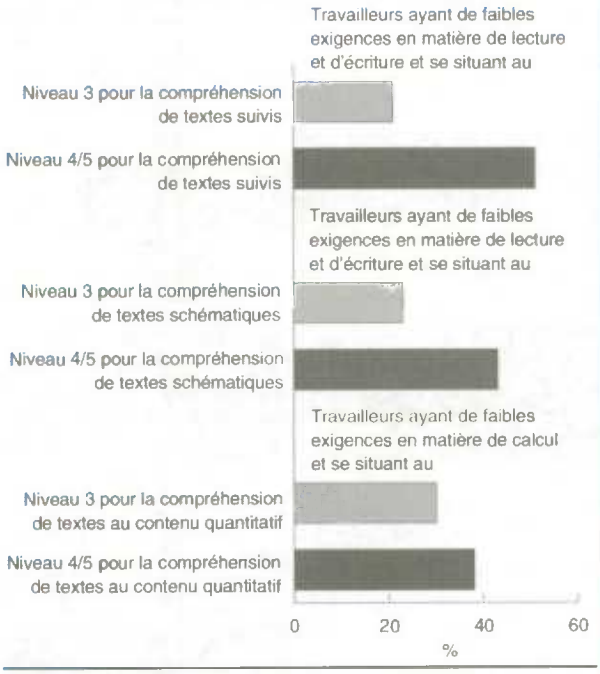
Capacités élevées – exigences faibles (surplus de capacités de lecture)

Discordance entre les habiletés et les exigences

sur le plan de l'alphabétisme (tableau 3; graphique A). Groupés, ces chiffres représentent près de 2,5 millions de personnes occupant des emplois qui ne semblent pas nécessiter le niveau de capacités qu'elles possèdent, un nombre semblable à ce qui a été observé dans le cas de la compréhension de textes suivis. En ce qui touche le manque de capacités de lecture, le modèle établi relativement à la compréhension de textes schématiques est également analogue à celui établi relativement à la compréhension de textes suivis, puisque environ 15 % des personnes des niveaux 1 et 2 respectivement occupaient des emplois qui exigeaient des capacités de lecture d'au moins deux niveaux plus élevés (ce qui représente plus de 600 000 personnes au total).

Les modèles établis relativement à la compréhension de textes au contenu quantitatif par opposition aux exigences en matière de calcul en milieu de travail étaient un peu différents (tableau 4). Dans cette

Graphique A : La moitié des travailleurs des niveaux supérieurs en compréhension de textes suivis occupaient un emploi peu exigeant en matière de lecture et d'écriture.



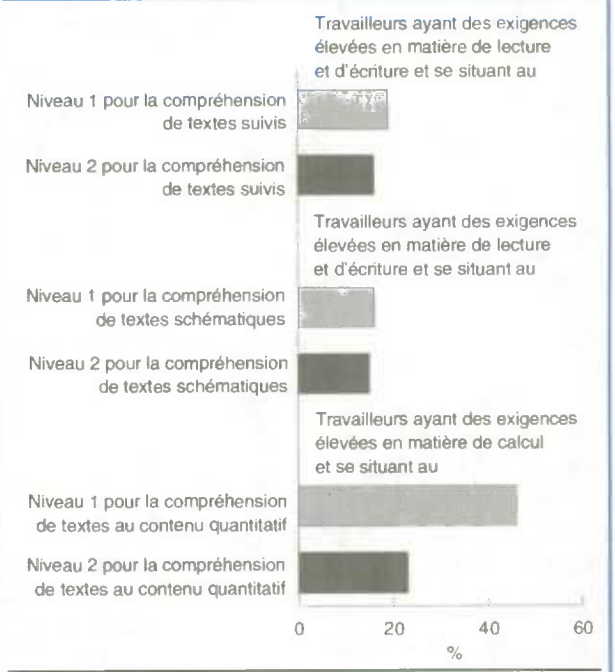
Source : Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994

Nota : Les travailleurs qui présentent un surplus de capacités occupaient des emplois dont les exigences étaient de deux niveaux inférieurs à leur niveau de capacités de lecture (voir le coin inférieur gauche des tableaux 2, 3 et 4).

catégorie, le groupe ayant de faibles capacités de lecture et faisant l'objet d'exigences peu élevées au travail était légèrement plus petit (environ 1,7 million de personnes) que celui des autres niveaux, comme c'était le cas pour le groupe ayant des capacités de lecture moyennes et faisant l'objet d'exigences moyennes. Ce dernier comptait 43 % des personnes occupées possédant des capacités de calcul de niveau 2 et 35 % des personnes en emploi appartenant au niveau 3 (environ 2,8 millions de personnes au total). Le groupe présentant un surplus de capacités était quant à lui proportionnellement plus grand dans le cas des personnes de niveau 3 (30 %) et légèrement plus petit pour ce qui est des personnes ayant des capacités de niveau 4/5 (38 %; graphique A). L'effectif en nombre absolu de ce groupe était toutefois semblable, s'établissant à environ 2,5 millions de personnes. À l'opposé, le groupe défini comme présentant une insuffisance de capacités (environ 1,3 million de personnes; graphique B) et les travailleurs ayant des capacités élevées et faisant l'objet d'exigences élevées (presque 3,5 millions de personnes) représentaient les plus grandes proportions de l'ensemble de la population active occupée en 1994.

Les proportions de Canadiens occupés faisant partie du groupe de personnes ayant des capacités de lecture moyennes et occupant un emploi moyennement exigeant en matière d'alphabétisme et de celui des personnes ayant des capacités élevées et faisant l'objet d'exigences élevées étaient plus grandes dans les trois catégories de capacité de lecture que la proportion de ceux qui s'inscrivent dans le groupe de personnes ayant

Graphique B : Plus de 40 % des travailleurs possédant de faibles capacités de lecture de textes au contenu quantitatif occupaient un emploi très exigeant en matière de calcul.



Source : Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994

Nota : Les travailleurs qui manifestent un manque de capacités occupaient des emplois dont les exigences dépassaient leurs capacités de lecture de deux niveaux (voir le coin supérieur droit des tableaux 2, 3 et 4).

Tableau 3 : Combinaisons en matière de compréhension de textes schématiques en milieu de travail

Niveau de compréhension de textes schématiques	Exigences en matière de lecture et d'écriture en milieu de travail (%) *Estimation de la population (en milliers)*				
	1 (faible)	2	3	4/5 (élevé)	Total
1 (faible)	62 *846*	22 *293*	8 *111*	8 *102*	100 *1 352*
2	31 *872*	31 *869*	23 *657*	15 *422*	100 *2 820*
3	23 *959*	32 *1 302*	26 *1 067*	19 *782*	100 *4 110*
4/5 (élevé)	11 *390*	32 *1 115*	32 *1 095*	25 *885*	100 *3 485*
Total	*3 067*	*3 579*	*2 930*	*2 191*	*11 767*

Source : Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994

Légende :

Faibles capacités – exigences faibles

Capacités moyennes – exigences moyennes

Capacités élevées – exigences élevées

Concordance entre les habiletés et les exigences

Faibles capacités – exigences élevées (manque de capacités de lecture)

Capacités élevées – exigences faibles (surplus de capacités de lecture)

Discordance entre les habiletés et les exigences

de faibles capacités et occupant un emploi comportant des exigences peu élevées (tableau 5). De fait, dans le cas de la compréhension de textes au contenu quantitatif, la catégorie de personnes ayant des capacités élevées et faisant l'objet d'exigences élevées était la plus nombreuse. Si l'on présumait qu'une économie axée sur la spécialisation (tant du point de vue des emplois que des travailleurs) est préférable à celles qui sont axées sur des capacités inférieures, ces résultats sont encourageants.

Il est toutefois troublant de constater que plus d'un travailleur sur cinq occupait un emploi où ses capacités de lecture ne semblaient pas pleinement exploitées, tout particulièrement parce que les débats publics signalant que la main-d'œuvre n'a pas les capacités voulues sous-entendent fréquemment qu'il s'agit d'une pénurie de travailleurs qualifiés plutôt que d'une pénurie d'emplois spécialisés[3]. Le fait qu'entre 5 % et 11 % de personnes présentent un manque de capacités de lecture est aussi une source de préoccupation, mais pour des raisons différentes (en d'autres mots, il faut s'interroger sur leur capacité d'exercer leurs fonctions de manière satisfaisante). Même si on calcule les mesures du degré de concordance autrement, de manière à obtenir une hausse ou une baisse des proportions de personnes ayant un surplus ou une insuffisance de capacités de lecture, il y aurait encore lieu de se poser des questions au sujet du degré de concordance relativement faible entre les capacités de lecture des travailleurs et leurs emplois.

Interprétation des résultats

Bien que la majorité des Canadiens travaillent dans des contextes où leurs capacités de lecture correspondent assez bien aux exigences de leur emploi, de nombreux travailleurs ne conviennent pas aux exigences de leur travail. Là où il y a discordance, une plus grande proportion connaît plutôt un surplus de capacités de lecture (sous-utilisation des capacités) qu'un manque de capacités (le fait de ne pas posséder les capacités requises par l'emploi).

Les échelles de l'EIAA en matière de compréhension de textes suivis, de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif sont particulièrement utiles pour examiner le degré de concordance entre les capacités de lecture et le milieu de travail au Canada. Néanmoins, il est aussi vrai que d'autres compétences influent sur le succès en milieu de travail. Les connaissances pratiques ou informelles, aussi bien que les habiletés

implicites qu'acquièrent bon nombre de personnes en travaillant ou en interagissant avec leurs collègues, sont également importantes (Harper, 1987; Collins, Balmuth et Jean, 1989; Damon, 1991). En fait, les adultes qui ne lisent pas bien créent parfois des méthodes étonnamment sophistiquées pour compenser leur handicap en matière d'alphabétisme (Fingeret, 1990; Gowen, 1994). Par ailleurs, des capacités de lecture déficientes ne signifie pas nécessairement une insuffisance de compétences dans le travail en équipe et dans les communications orales.[4] Ainsi, on doit se rappeler qu'une seule dimension, bien qu'importante, de l'alphabétisme en milieu de travail est examinée dans cette analyse. Les exigences en matière de capacités de lecture et les capacités en milieu de travail pourraient être définies et mesurées de façon plus générale à l'avenir.

La lecture de lettres et de notes de service, rapportée par plus de la moitié des travailleurs comme étant une activité quotidienne, est l'exigence la plus fréquente en matière d'alphabétisme. Une minorité importante (entre 30 % et 40 % en 1994) effectue aussi quotidiennement des tâches variées de lecture, d'écriture et de calcul. Toutefois, selon la tâche précise, de 20 % à 60 % des travailleurs utilisaient rarement ou n'utilisaient jamais ces capacités. Ces tâches ne sont sûrement pas toutes requises dans des emplois qui autrement pourraient être considérés comme très exigeants sur le plan des capacités et sur le plan intellectuel. La transmission orale de renseignements complexes – lignes d'assistance téléphonique, centres téléphoniques et services financiers par téléphone – illustre une forme de travail spécialisé dont les exigences à l'égard des capacités de lecture seraient reconnues comme moyennes ou faibles selon les normes de l'EIAA.

Tableau 4 : Combinaisons en matière de compréhension de textes au contenu quantitatif en milieu de travail

Niveau de compréhension de textes au contenu quantitatif	Exigences en matière de calcul en milieu de travail (%) *Estimation de la population (en milliers)*				
	1 (faible)	2	3	4/5 (élevé)	Total
1 (faible)	44 *571*	10 *130*	31 *394*	15 *196*	100 *1 291*
2	34 *1 020*	10 *284*	33 *990*	23 *698*	100 *2 992*
3	30 *1 263*	8 *328*	27 *1 185*	35 *1 501*	100 *4 277*
4/5 (élevé)	16 *520*	22 *721*	28 *904*	34 *1 092*	100 *3 237*
Total	*3 374*	*1 463*	*3 473*	*3 487*	*11 797*

Source : Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994

Légende :

Faibles capacités – exigences faibles

Capacités moyennes – exigences moyennes

Capacités élevées – exigences élevées

Concordance entre les habiletés et les exigences

Faibles capacités – exigences élevées (manque de capacités de lecture)

Capacités élevées – exigences faibles (surplus de capacités de lecture)

Discordance entre les habiletés et les exigences

Compte tenu de la définition de l'alphabétisme de l'EIAA, un contraste utile peut être établi entre la compréhension de textes au contenu quantitatif et la compréhension de textes suivis et schématiques. Comme le révèle cette analyse, un grand nombre d'emplois ne requiert qu'un type de capacités. Les modèles de concordance et de discordance varient dans les trois types. Puisque la compréhension de textes au contenu quantitatif est celle qui est le plus étroitement liée au revenu en Amérique du Nord (Statistique Canada, 1996), il est tentant de conclure que la plupart des ressources humaines devraient y être dirigées. Cependant, les

Tableau 5 : Combinaisons en matière d'alphabétisation entre les travailleurs et le milieu de travail

	Concordance			Discordance	
	Faibles-faibles	Moyennes-moyennes	Élevées-élevées	Faibles-élevées (manque)	Élevées-faibles (surplus)
	%				
Type de capacités de lecture					
Textes suivis	17	34	22	6	21
Textes schématiques	17	33	24	5	21
Textes quantitatifs	15	24	29	11	21

Source : Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, 1994
Nota : Voir les tableaux 2, 3 et 4 pour des détails concernant les catégories des trois combinaisons concordantes et des deux combinaisons discordantes.

avantages sociaux et économiques rattachés à la compréhension de textes suivis et de textes schématiques ne peuvent pas être établis aussi facilement avec une mesure comme le revenu. La capacité de lire et d'écrire améliore la qualité de vie dans d'autres domaines. Aussi, plusieurs activités extérieures au travail renforcent principalement la compréhension de textes suivis, contrairement au milieu de travail, plus réglementé, où les capacités de calcul sont les plus susceptibles d'être utilisées.

Incidence des résultats

Il existe une polarisation de la répartition des exigences concernant l'alphabétisme en milieu de travail selon les professions, qui va de pair avec d'autres satisfactions liées au travail (par exemple, le revenu, les avantages sociaux, le statut et l'accès à la formation). Ainsi, les cadres occupent des emplois plus exigeants à l'égard des trois types de capacités de lecture, et les spécialistes doivent répondre à des exigences élevées sur le plan de la lecture et de l'écriture. Quant aux autres emplois, les exigences en matière d'alphabétisme sont habituellement très faibles. Les «bons emplois», qui se définissent en fonction du temps plein et du statut de permanence (Conseil économique du Canada, 1990), offrent aussi un environnement de travail beaucoup plus stimulant.

Cette analyse fait état d'une concordance raisonnable entre les capacités de lecture et les exigences d'emploi pour environ les trois quarts de la population active. Cette constatation n'est pas surprenante, car on s'attend à ce que les travailleurs ayant des capacités élevées trouvent (ou se fassent offrir), en temps et lieu, un emploi qui nécessite de telles capacités, alors que ceux dont les capacités sont faibles n'auront pas d'avancement. Toutefois, dans les catégories de concordance, il existe encore une grande proportion de travailleurs qui ont de faibles capacités et qui font l'objet d'exigences peu élevées, ou qui ont des capacités moyennes et qui font l'objet d'exigences moyennes. Si l'on suppose que l'objectif est de concurrencer les autres pays en ce qui concerne les meilleurs emplois, tant au chapitre de la productivité nationale que de la satisfaction au travail, le défi consistera à faire passer plus de travailleurs dans la catégorie de concordance «capacités élevées et exigences élevées» (Krahn, 1997). Considérant la définition des «meilleurs emplois», ce déplacement nécessitera un investissement dans le capital humain (les capacités de lecture) et dans la création d'emplois comportant des exigences supérieures. Cette dernière mesure devra être privilégiée, car la population active inclut déjà plusieurs millions de travailleurs qui semblent occuper des emplois qui ne tirent pas totalement partie de leurs capacités de lecture.

Une explication théorique de la taille du groupe discordant (environ 1 travailleur sur 4, qu'il s'agisse du manque ou du surplus de capacités de lecture) n'est pas évidente à première vue. Une discordance de cette taille amène à penser que le marché du travail ne s'autocorrige pas suffisamment. En outre, dans un marché du travail tendant vers l'équilibre, on devrait trouver des proportions quasi similaires de travailleurs dans les deux catégories de discordance. Mais les constatations montrent que la catégorie des travailleurs qui présente un surplus de capacités dépasse celle des travailleurs ayant un manque de capacités d'un ratio d'environ 2 pour 1 pour la compréhension de textes au contenu quantitatif, de 3 pour 1 pour la compréhension de textes

Création de mesures évaluant le degré de concordance entre les capacités de lecture des travailleurs et le milieu de travail

Un indice des exigences en matière de lecture et d'écriture et un indice des exigences en matière de calcul ont été utilisés pour mesurer le degré de concordance entre les capacités de lecture des travailleurs et les exigences de leur emploi en matière d'alphabétisme. Ces deux indices varient entre 1,0 et 5,0, car ils ont été basés sur les réponses (chiffrées de 1 à 5) aux questions de l'EIAA. On a ensuite groupé les valeurs possibles pour chaque indice de critères en milieu de travail en quatre catégories (1,0 à 1,99 = 1; 2,0 à 2,99 = 2; 3,0 à 3,99 = 3; 4,0 à 5,0 = 4) représentant les catégories, qui allaient de «chaque jour» à «rarement ou jamais», concernant les critères de capacités de lecture demandées en milieu de travail. Les valeurs élevées indiquaient une grande fréquence d'exigences en matière de lecture et d'écriture combinées ou en matière de calcul.

Ces quatre catégories de mesures ont été croisées avec les capacités de lecture des membres occupés de l'échantillon, également groupées en quatre niveaux. Plus précisément, les distributions de compréhension de textes suivis et de textes schématiques ont été croisées avec la mesure des exigences en matière de capacités de lecture et d'écriture combinées (tableaux 2 et 3, respectivement), et la distribution de compréhension de textes au contenu quantitatif a été croisée avec la mesure des exigences en matière de calcul (tableau 4). Pour tous les attributs de capacités de lecture de l'EIAA, cinq combinaisons étaient possibles : faibles capacités de lecture et faibles exigences de capacités de lecture en milieu de travail; capacités de lecture moyennes et exigences moyennes de capacités de lecture, capacités élevées et exigences de capacités élevées, faibles capacités de lecture et exigences élevées de capacités de lecture (manque de capacités de lecture); capacités de lecture élevées et faibles exigences de capacités de lecture (surplus de capacités de lecture). Les travailleurs dont les capacités de lecture concordent généralement bien avec les exigences de leur emploi (faibles-faibles, moyennes-moyennes, élevées-élevées) apparaissent du coin supérieur gauche au coin supérieur droit du tableau correspondant.

Les tableaux donnent aussi le nombre de personnes dont les capacités ne concordent pas avec les exigences de leur emploi, qu'il s'agisse d'un manque de capacités de lecture (coin supérieur droit du tableau) ou d'un surplus de capacités de lecture (coin inférieur gauche du tableau). Les travailleurs présentant un surplus de capacités pourraient aussi être qualifiés de «sous-employés» sur le plan de la capacité de lecture. La catégorie du manque de capacités inclut les travailleurs dont les capacités de lecture se situaient au moins à deux niveaux en-dessous des exigences de leur emploi en matière d'alphabétisme. Par contraste, ceux dont les capacités se situaient au moins à deux niveaux au-dessus des exigences de leur emploi affichaient un surplus.

suivis et de 4 pour 1 pour la compréhension de textes schématiques. Ces ratios dépendent, en partie, de la façon dont on mesure les exigences et dont on détermine les points limites, quoique le modèle de base demeure.

Les discussions précédentes au sujet des exigences professionnelles ont surtout porté sur le problème des travailleurs présentant un manque de capacités. Néanmoins, du point de vue des dépenses des particuliers, des entreprises et de l'économie nationale, le sous-emploi est de grande envergure, comme l'indique la proportion de travailleurs dans cette catégorie. Mais ce qui devrait nous préoccuper davantage, c'est le risque que les travailleurs perdent leurs capacités ou, dans un sens plus large, que l'on perde les investissements en capital humain (Krahn, 1997).

Perspective

Notes

1 Pour trouver d'autres précisions sur l'EIAA et ses résultats, voir OCDE et Statistique Canada (1995); Statistique Canada (1996); Hardwick (1996); Clark (1996); Crompton (1996); Krahn (1997); Willms (1997) et Bloom et al. (1997).

2 L'EIAA mesurait les compétences de base. Ces travailleurs pourraient, avec la pratique, se débrouiller, mais ils on estime qu'ils n'ont pas les compétences nécessaires pour exécuter des tâches tirées de contextes peu familiers qui comportent un degré de difficulté égal.

3 Daniel Boothby tirait des conclusions similaires de son analyse des données provenant de l'Enquête sur les capacités de lecture et d'écriture utilisées quotidiennement (ECLEUQ) de 1989, mais laissait entendre que 3,5 millions de Canadiens ayant des capacités de lecture de niveau relativement élevé occupaient des emplois exploitant à peine, sinon pas du tout, ces capacités (Boothby, 1993). Il est cependant impossible de faire des comparaisons directes entre ses chiffres et les nôtres parce que les mesures des exigences liées à l'alphabétisme en milieu de travail utilisées dans les deux études sont différentes. Cette étude est fondée sur les déclarations des travailleurs au sujet des exigences relatives à la lecture, à l'écriture et au calcul au travail, tandis que Boothby a classé les professions suivant leurs exigences scolaires caractéristiques selon les résultats obtenus dans les tests de connaissances générales.

4 En fait, les stratégies d'adaptation utilisées par certains des travailleurs moins alphabètes indiquent de grandes compétences pour le travail en équipe et la communication orale. Malgré tout, ces travailleurs auront plus de difficultés à transposer dans un autre milieu les connaissances acquises par la pratique que les individus qui ont acquis des capacités de lecture, d'écriture et de calcul de façon formelle (Damon, 1991).

Documents consultés

BLOOM, M.R., M. BURROWS, B. LAFLEUR et R. SQUIRES. *Avantages économiques du renforcement de l'alphabétisme en milieu de travail*, Ottawa, Conference Board of Canada, 1997.

BOOTHBY, D. «Schooling, literacy and the labour market: Towards a 'literacy shortage'?», *Analyse de politiques*, vol. 19, nº 1, 1993, p. 29 à 35.

CENTRE POUR LA RECHERCHE ET L'INNOVATION DANS L'ENSEIGNEMENT (CRIE). *L'illetrisme des adultes et les résultats économiques*, Paris, Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), 1992.

CLARK, W. «L'alphabétisme chez les adultes canadiens, américains et allemands», *Tendances sociales canadiennes*, nº 11-008-XPF au catalogue, Statistique Canada, nº 43, hiver 1996, p. 27 à 35.

COLLINS, S.D., M. BALMUTH et P. JEAN. «So we can use our own names and write the laws by which we live: Educating the new U.S. labor force», *Harvard Educational Review*, vol. 59, nº 4, 1989, p. 454 à 469.

CONSEIL ÉCONOMIQUE DU CANADA. *L'emploi au futur : tertiarisation et polarisation*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1990.

CROMPTON, S. «Une main-d'oeuvre peu alphabétisée», *L'emploi et le revenu en perspective*, nº 75-001-XPF au catalogue, Statistique Canada, vol. 8, nº 2, été 1996, p. 16 à 24.

DAMON, W. «Reconciling the literacies of generations», *Literacy: An Overview by Fourteen Experts*, publié sous la direction de S.R. Graubard, New York, Hill and Wang, 1991.

FINGERET, H.A. «Changing literacy instruction: Moving beyond the status quo», *Leadership for Literacy: The Agenda for the 1990s*, publié sous la direction de F.P. Chisman and Associates, San Francisco, Jossey-Bass, 1990.

GOWEN, S.G. «The 'literacy myth' at work: The role of print literacy in school-to-work transitions», *Critical Education for Work: Multidisciplinary Approaches*, publié sous la direction de R.D. Lakes, Norwood, N.J., Ablex Publishing Corporation, 1994.

HARDWICK, C. «Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes», *L'emploi et le revenu en perspective*, nº 75-001-XPF au catalogue, Statistique Canada, vol. 8, nº 2, été 1996, p. 9 à 15.

HARPER, D. *Working Knowledge: Skill and Community in a Small Shop*, Chicago, University of Chicago Press, 1987.

KRAHN, H. «On the permanence of human capital: Use it or lose it», *Policy Options*, juillet-août 1997, p. 16 à 19.

KRAHN, H. et G.S. LOWE. *L'utilisation des capacités de lecture en milieu de travail au Canada*, nº 89-552-MPF au catalogue, nº 4, Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, Ottawa, 1998.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (OCDE) et STATISTIQUE CANADA. *Littératie, Économie et Société : Résultats de la première Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes*, nº 89-545-XPF au catalogue, Ottawa et Paris, 1995.

POWER, S.G. «The politics of literacy», *Literacy for Life: The Demand for Reading and Writing*, publié sous la direction de R.W. Bailey et R.M. Fosheim, New York, Modern Language Association of America, 1983.

REDPATH, L. «Education-job mismatch among Canadian university graduates: Implications for employers and educators», *Canadian Journal of Higher Education*, vol. 24, nº 2, 1994, p. 89 à 114.

STATISTIQUE CANADA. *Lire l'avenir : Un portrait de l'alphabétisme au Canada*, nº 89-551-XPF au catalogue, Ottawa, 1996.

---. «Sous-emploi», *Le point sur la population active – Les heures de travail*, nº 71-005-XPB au catalogue, vol. 1, nº 2, été 1997, p. 18 à 22.

WILLMS, J.D. *Les capacités de lecture des jeunes Canadiens*, nº 89-552-MPF au catalogue, nº 1, Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, Ottawa, 1997.

Quoi de neuf?

Études et rapports récents

VIENT DE PARAÎTRE

Emploi dans le secteur public en 1998

L'emploi dans le secteur public a commencé à se stabiliser en 1998, après avoir connu des baisses moyennes de 1,8 % au cours des cinq années précédentes. Le secteur public a employé en moyenne près de 2,8 millions de personnes l'an dernier, soit une faible baisse de 0,6 % par rapport à 1997. Cette diminution d'environ 15 400 emplois correspond au plus faible recul annuel enregistré depuis 1993. En comparaison, les effectifs du secteur public ont diminué d'environ 88 000 en 1996 et d'environ 70 000 en 1997.

Du côté des provinces, le Québec et l'Ontario ont enregistré les diminutions d'emploi les plus importantes dans le secteur public en 1998. L'Ontario comptait 949 400 employés du secteur public, ce qui représente une baisse de 3 400 (0,5 %) par rapport à l'année précédente, tandis que le Québec en comptait 717 500, soit une baisse de 13 400 (1,8 %). L'emploi dans le secteur public a connu la plus grande augmentation en Alberta, soit de 1 600 (0,6 %).

En 1998, le déclin de l'emploi dans le secteur public a touché essentiellement les trois niveaux de l'administration publique, qui employaient 2,5 millions de personnes, soit une baisse de 0,6 % par rapport à 1997. Toutefois, le nombre d'emplois dans les entreprises publiques, une composante majeure du secteur public, est resté pratiquement inchangé et se situait à 257 700.

Les effectifs fédéraux ont connu la plus forte diminution, constituant 47 % des pertes totales. L'administration fédérale comptait 331 100 personnes en 1998 (y compris les militaires), ce qui représente une baisse de 2,0 % ou de 6 900 par rapport à l'année précédente. Les effectifs des administrations provinciales et territoriales ont aussi diminué d'environ 6 100 personnes pour se fixer à 1,3 million. Les hôpitaux en Ontario et au Québec ainsi que l'administration générale en Ontario ont été en grande partie responsables de la diminution. Le nombre d'employés des administrations municipales a connu une baisse d'environ 1 700 pour s'établir à 889 800. Les plus grandes diminutions ont été enregistrées au Québec et en Colombie-Britannique. L'Ontario a connu les augmentations les plus importantes à ce chapitre.

En 1998, les salaires et traitements versés aux employés du secteur public ont augmenté pour la première fois en cinq ans. L'ensemble des employés du secteur public a reçu 101,6 milliards de dollars en salaires et traitements l'an dernier, soit une hausse de 0,6 % par rapport à 1997. Les dépenses totales au chapitre des salaires pour les administrations publiques se sont chiffrées à 90,5 milliards de dollars, ce qui représente environ 90 % du total des dépenses du secteur public. Le gouvernement fédéral a versé 14,4 milliards de dollars en salaires et traitements, c'est-à-dire 116 millions de dollars de plus qu'en 1997. Les salaires et traitements versés par les provinces et les territoires ont atteint 43,2 milliards de dollars, soit une hausse de 370 millions de dollars. La majeure partie de cette augmentation a été le fait des services sociaux et des services de santé.

Les salaires et traitements totaux versés par les administrations municipales ont atteint 33,0 milliards de dollars en 1998. Même si la rémunération totale n'a pas beaucoup changé, les salaires et traitements versés par les conseils scolaires ont augmenté de 351 millions de dollars, tandis que ceux versés par les administrations municipales ont diminué de 258 millions de dollars.

La publication annuelle *Emploi et salaires et traitement dans le secteur public, 1996* (nº 72-209-XPB au catalogue, 44 $) est maintenant en vente.

Des données sous forme de tableaux spéciaux sont également disponibles. Pour plus de renseignements sur les produits et services de la Division des institutions publiques, communiquez avec Viola Jabbour au (613) 951-0767 ou à jabbvio@statcan.ca.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Robert Sauvé, Division des institutions publiques, au (613) 951-8306; télécopieur : (613) 951-0661; courrier électronique : sauvrbt@statcan.ca.

■ *Nouveautés concernant la population active*

Avec l'entrée en vigueur de l'Accord de libre-échange nord-américain (ALÉNA), il était nécessaire de mettre en place un système commun de classification des industries afin de faciliter l'analyse des tendances économiques par secteur d'activité industrielle entre les pays. L'Enquête sur la population active (EPA) est l'un des premiers programmes de Statistique Canada à diffuser des données établies à l'aide de cette nouvelle classification, le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN). Un numéro récent du *Point sur la population active* examine les nouveaux groupes industriels et présente un profil de l'emploi ainsi qu'une analyse des tendances par industrie.

L'EPA a aussi récemment commencé à classer les professions selon la Classification type des professions de 1991 (CTP 1991) qui remplace la CTP de 1980. Dans la deuxième partie de la publication, on brosse le portrait de ces nouveaux groupes professionnels et compare leurs tendances. En voici les points saillants :

- En 1998, près d'un travailleur sur trois œuvrait dans deux industries, soit le commerce et la fabrication. Cette année-là, chacune de ces industries employait plus de deux millions de travailleurs sur l'ensemble des 14 millions de personnes occupées. La croissance de l'emploi dans ces deux industries a été lente au cours de la décennie.
- La croissance de l'emploi était plutôt concentrée ailleurs, particulièrement dans les services scientifiques, professionnels et techniques (en hausse de 61 % depuis 1989) et dans la gestion d'entreprises et les services administratifs et de soutien (en hausse de 54 %). Les deux tiers de la croissance de l'emploi dans la première catégorie étaient attribuables aux services de systèmes informatiques ainsi qu'aux services de conseils.
- Le quart de tous les travailleurs, soit 3,6 millions de personnes, avait un emploi dans la vente ou dans les services en 1998. Cette grande catégorie inclut notamment les vendeurs des produits au détail, les caissiers, les serveurs, le personnel de garderie, les policiers et les pompiers. En termes absolus, les emplois dans la vente et les services ont augmenté davantage que dans les autres groupes professionnels. Comme les travailleurs dans la vente et les services recevaient le salaire horaire le plus bas et comme plusieurs travaillaient relativement peu d'heures, ils avaient également le salaire hebdomadaire le plus bas.
- Les emplois dans les sciences naturelles et appliquées ont aussi affiché une forte croissance et se trouvent parmi les emplois les mieux rémunérés. Jusqu'à présent cette décennie, le nombre de travailleurs dans ce groupe a augmenté du tiers. La majeure partie de cette hausse s'est produite durant 1997 et 1998, où l'on a observé une augmentation fulgurante de la demande pour des analystes et programmeurs informatiques.
- Dans la région de Ottawa-Hull, le pourcentage de personnes qui travaillent en sciences naturelles et appliquées (11 %) correspond presque au double de la moyenne nationale – compte tenu de la forte concentration d'entreprises de pointe en informatique dans cette région. On retrouve ensuite Calgary, dont plus de 9 % de l'ensemble des travailleurs exercent un emploi dans les sciences naturelles et appliquées, ce qui peut s'expliquer par les besoins en ingénieurs de l'industrie pétrolière et gazéifère dans cette région.

Le numéro de printemps 1999 du *Point sur la population active* (nº 71-005-XPB au catalogue, 29 $) intitulé «Emploi par industrie et profession selon de nouvelles classifications» est maintenant en vente. Pour plus de renseignements, communiquez avec Jeannine Usalcas au (613) 951-4720; télécopieur (613) 951-2869; courrier électronique : usaljea@statcan.ca.

L'enquête sur l'emploi, les gains et les heures de travail

Le document *Les estimations annuelles de l'emploi, des gains et de la durée du travail 1986-1998* (nº 72F0002XDB au catalogue) est maintenant en vente. On y retrouve différentes variables tel l'emploi, la rémunération hebdomadaire et horaire moyenne, les heures hebdomadaires moyennes ainsi que la rémunération brute pour plus de 200 industries à l'échelle nationale, provinciale et territoriale. Le supplément annuel de l'indice de l'offre d'emploi 1981-1998 est également inclus. Voici quelques faits saillants pour l'année 1998 :

- Le Yukon (7 %) et la Saskatchewan (4 %) ont enregistré les taux de croissance les plus élevés.
- La rémunération hebdomadaire moyenne la plus élevée pour l'ensemble des salariés était enregistrée dans les industries des mines, carrières et puits de pétrole (1 111,82 $) alors que la plus faible se retrouvait dans les industries de l'hébergement et de la restauration (231,49 $).
- Au niveau national, la rémunération hebdomadaire brute a augmenté dans toutes les industries majeures, à l'exception de l'administration publique et de l'exploitation forestière et des services. L'Ontario a connu le taux de croissance le plus élevé par rapport à l'année précédente.
- La Nouvelle-Écosse enregistrait le taux de croissance annuel le plus élevé (6,7 %) pour la rémunération horaire moyenne des salariés rémunérés à l'heure, suivie par l'Alberta (5,4 %).
- Seuls le Manitoba, la Saskatchewan et la Colombie-Britannique enregistraient une augmentation des heures hebdomadaires moyennes pour les salariés rémunérés à l'heure.
- Les industries manufacturières et celles des services socio-culturels, communautaires et personnels comptaient pour 60 % de la rémunération hebdomadaire brute des salariés rémunérés à l'heure au Canada.

Pour plus de renseignements sur les produits de l'enquête sur l'emploi, les gains et les heures de travail, communiquez avec le Service aux clients de la Division de la statistique au (613) 951-4090; télécopieur : (613) 951-4087; courrier électronique : labour@statcan.ca.

Articles provenant des Indicateurs des services

Utilisation des chambres dans le secteur de l'hébergement des voyageurs

Cet article, paru dans le numéro du quatrième trimestre de 1998 intitulé *Indicateurs des services*, traite des mouvements saisonniers qu'a connu le secteur des services d'hébergement des voyageurs du Canada en 1996. On y examine également les variations mensuelles dans les taux d'occupation des hôtels et des motels en fonction de différents facteurs tels que l'emplacement, la taille de l'établissement et l'orientation du marché. Les mesures sommaires fournies par cette étude offrent aussi des points de référence utiles qui permettent à chaque exploitant d'hôtel et de motel de comparer ses propres taux d'occupation.

Indicateurs des services (nº 63-016-XPB au catalogue, 35 $ / 116 $ ou nº 63-016-XIB au catalogue, 26 $ / 87 $) est une publication trimestrielle qui établit le profil du secteur des services au Canada. Cette publication contient 34 tableaux mis à jour et une centaine de graphiques sur la production, la situation financière, l'emploi et la rémunération dans différents secteurs de services au cours des huit derniers trimestres.

Pour plus de renseignements, communiquez avec Don Little, Division des services, au (613) 951-6739; télécopieur : (613) 951-6696; littdon@statcan.ca.

Bulletin d'analyse – Régions rurales et petites villes du Canada

Statistique Canada a publié, en collaboration avec le Secrétariat rural d'Agriculture et Agroalimentaire Canada, le quatrième profil des tendances au Canada rural.

Selon ce bulletin, les ménages ruraux et urbains consacrent une part équivalente de leur budget aux achats de base comme la nourriture, les vêtements et le logement, mais les ménages ruraux dépensent davantage pour la nourriture et moins pour le logement. L'éloignement des grands centres urbains influe sur les tendances des dépenses des ménages ruraux. En effet, ces derniers consacrent

plus d'argent aux transports et moins à certains services (comme la télédistribution ou Internet), dont l'accessibilité est restreinte en milieu rural.

Le bulletin *Les régimes de dépense des ménages ruraux et urbains, 1996* (nº 21-006-XIF au catalogue) est disponible gratuitement dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca).

Pour plus de renseignements, communiquez avec Ray D. Bollman, Division de l'agriculture, au (613) 951-3747; télécopieur: (613) 951-3868; bollman@statcan.ca, ou composez sans frais le 1 800 465-1991.

QUOI DE NEUF DANS LE REVENU?

Dépenses des ménages en 1997

En 1997, les ménages ont dépensé en moyenne 49 950 $, ce qui comprend tout – de la garde des enfants aux communications, en passant par les voyages – soit à peu près la même chose qu'en 1996. L'impôt sur le revenu des particuliers constituait toujours la grosse part des dépenses des ménages. En 1997, pour chaque dollar, 21 ¢ sont allés à l'impôt sur le revenu des particuliers, 20 ¢ au logement, 12 ¢ au transport et 11 ¢ à l'alimentation. Les 36 ¢ restants ont été utilisés pour les diverses catégories comme les loisirs, les assurances personnelles et les cotisations de retraite, l'entretien ménager, l'habillement, les cadeaux et les contributions de bienfaisance.

Le montant moyen payé en impôt sur le revenu des particuliers a été de 10 630 $, soit essentiellement la même chose qu'en 1996 (10 750 $). En 1997, les ménages ont consacré en moyenne 9 870 $ au logement, 5 700 $ à l'alimentation et 6 200 $ au transport, des montants qui sont eux aussi demeurés pratiquement inchangés par rapport à l'année précédente.

De toutes les provinces, c'est l'Ontario qui a eu la plus forte moyenne de dépenses des ménages en 1997, soit environ 55 330 $, ce qui va de pair avec la structure des revenus des ménages. Les ménages de Terre-Neuve ont eu la plus faible moyenne de dépenses, soit 38 450 $. Les dépenses moyennes des ménages du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest ont été de 58 560 $ et de 63 200 $ respectivement.

Parmi les régions métropolitaines observées, Yellowknife a affiché la plus forte moyenne de dépenses annuelles par ménage (73 170 $), suivie par Ottawa (61 530 $). Charlottetown-Summerside a eu la plus faible moyenne de dépenses, soit 42 870 $.

On peut obtenir gratuitement les données sommaires sur les dépenses des ménages de 1997 dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Voici, dans l'ordre, les choix à faire : «Le Canada en statistiques», «La société – Familles, ménages, logement» et «Dépenses des familles».

Des données détaillées (nos 62F0031XDB, 62F0032XDB, 62F0033XDB, 62F0034XDB, 62F0035XDB aux produits) existent maintenant à l'échelle du Canada, des provinces et de certaines régions métropolitaines, ainsi que des tableaux spéciaux. *Dépenses des familles et équipement ménager* (nº 62F0031XPB au catalogue) paraîtra à l'été 1999.

Pour plus de renseignements, pour commander des tableaux spéciaux ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec le Service aux clients de la Division de la statistique du revenu au (613) 951-7355; au 1 888 297-7355; télécopieur : (613) 951-3012; courrier électronique : revenu@statcan.ca.

Revenu des familles en 1997

Le revenu familial moyen avant impôt a été estimé à 57 146 $ en 1997, ce qui correspond sensiblement au niveau de l'année précédente (donnée rajustée pour tenir compte de l'inflation). Ainsi, il n'a presque pas varié depuis 1994, la dernière année où une amélioration notable a été enregistrée. On constate cependant une baisse de 4,5 % par rapport au sommet de 59 862 $ atteint en 1989, avant la récession.

Le revenu moyen des familles biparentales n'a presque pas varié par rapport à l'année précédente, s'établissant à 64 814 $ en 1997. Par contre, le revenu moyen des familles monoparentales dirigées par une femme s'est accru de 4,1 % pour atteindre 25 445 $, alors que des montants accrus de prestations fiscales aux enfants se sont ajoutés à l'augmentation des gains tirés d'un emploi.

Les données proviennent de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), un supplément annuel de l'Enquête sur la population active d'avril (voir **Dernière mise en disponibilité de l'Enquête sur les finances des consommateurs**). L'échantillon de 35 000 ménages exclut ceux des territoires et des réserves indiennes.

Le terme revenu total équivaut aux entrées monétaires des familles et des particuliers. Cela comprend les prestations en espèces des programmes gouvernementaux ou les transferts, mais exclut les versements d'impôt sur le revenu. Le revenu avant transferts désigne le revenu total moins les transferts. La situation après impôt des familles et des particuliers paraîtra sous peu dans *Revenu après impôt, répartition selon la taille du revenu au Canada, 1997* (nº 13-210-XPB au catalogue, 31 $).

En 1997, les gains tirés d'un emploi représentaient 79,7 % du revenu familial, les transferts gouvernementaux, 11,3 %, les revenus de placement, 3,1 %, et les autres revenus (par exemple les rentes de retraite), 5,9 %.

Le nombre de familles a augmenté de 0,9 % pour atteindre 8,4 millions. Dans un contexte caractérisé par la stagnation des gains hebdomadaires moyens, la stabilité du revenu familial moyen était dépendante de la croissance de l'emploi.

La tendance à la réduction des paiements de transfert s'est poursuivie en 1997, tout particulièrement en ce qui a trait aux prestations d'assurance-emploi et d'aide sociale. Par conséquent, pour une quatrième année consécutive, la proportion du revenu familial provenant des transferts a diminué en 1997 pour représenter 11,3 % du revenu total, comparativement au sommet de 12,9 % atteint en 1993.

Les familles à revenu supérieur ont connu un recul en 1997, tandis que les familles à faible revenu et à revenu moyen sont demeurées au même niveau. Le revenu moyen des familles du quintile inférieur (qui regroupe le cinquième des familles à faible revenu) est demeuré inchangé, s'établissant à 17 559 $. L'augmentation des gains a aidé à compenser les réductions des paiements de transfert, en grande partie des prestations d'assurance-emploi et d'aide sociale. Ces variations témoignent en partie de l'amélioration de la conjoncture du marché du travail. Ce groupe a toujours été très dépendant des transferts qui constituaient 57 % de leur revenu en 1997, comparativement à 59 % en 1996. Les familles monoparentales dirigées par une femme et les familles dirigées par une personne âgée de 65 ans ou plus représentent la moitié des familles du quintile inférieur.

Les familles du deuxième quintile ont elles aussi affiché le même revenu moyen que l'année précédente, c'est-à-dire 34 124 $. Les gains ont augmenté, mais les revenus de placement ont diminué. De même, les paiements de transfert n'ont pas varié, la réduction des prestations d'assurance-emploi ayant été annulée par la progression des autres types de transfert. Les familles biparentales avec enfants représentent près du tiers des familles du deuxième quintile, et les familles composées de personnes âgées, le quart.

Les familles des troisième et quatrième quintiles ont vu leur revenu total demeurer pratiquement inchangé (50 258 $ et 68 939 $ respectivement). Le troisième quintile a cependant affiché la plus forte progression des gains (hausse de 1 463 $), laquelle témoigne de la croissance de l'emploi en 1997.

Seules les familles du quintile supérieur ont vu leur revenu total diminuer en 1997, pour se fixer à 114 846 $, en baisse de 1,6 %. Cette baisse était principalement attribuable à la diminution de 1 043 $ des gains moyens tirés d'un emploi.

On peut obtenir gratuitement des données sur le revenu annuel moyen ainsi que des statistiques sur le faible revenu dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca) en cliquant sur les rubriques «Le Canada en statistiques», «La société – Familles, ménages, logement» et «Revenu des familles».

Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1997 (nº 13-207-XPB au catalogue, 46 $) et *Personnes à faible revenu, 1980 à 1997* (nº 13-569-XPB au catalogue, 32 $) sont également en vente. Les fichiers de microdonnées sur le revenu des familles économiques et des personnes âgées de 15 ans et plus en 1997, de même que les caractéristiques socio-économiques, seront diffusés sous peu.

Pour plus de renseignements au sujet de la présente enquête ou à propos des produits et services connexes, ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec le Service aux clients de la Division de la statistique du revenu au (613) 951-7355; au 1 888 297-7355; télécopieur : (613) 951-3012; courrier électronique : revenu@statcan.ca.

■ *Vivre dans une famille à faible revenu, 1993 à 1996*

La dernière parution de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) examine le faible revenu après impôt et paiements de transfert durant la période de 1993 à 1996.

Les parutions précédentes de l'EDTR portaient sur les changements au sein des familles, la population active en transition, la traversée du seuil de faible revenu et la mobilité ascendante à partir du bas de l'échelle salariale. La diffusion de la cinquième vague est attendue pour l'automne 1999. L'EDTR permettra d'examiner les transitions effectuées sur le marché du travail et les changements observés au sein des familles de 1993 à 1997.

Les personnes étaient considérées comme vivant sous le seuil de faible revenu si leur revenu familial disponible, c'est-à-dire leur revenu après avoir payé les impôts fédéral et provincial, était inférieur aux seuils de faible revenu (SFR) de Statistique Canada après impôt. Les SFR sont établis en utilisant les données de l'Enquête sur les dépenses des familles de Statistique Canada. Ils représentent le niveau de revenu pour lequel une famille doit dépenser une proportion plus grande de son revenu sur des articles de base (alimentation, logement et vêtements), comparativement à une famille moyenne de même taille. Les SFR varient en fonction de la taille de la famille et de la taille de la région de résidence. Par exemple, en 1996, le SFR après impôt s'élevait à 23 460 $ pour une famille de quatre personnes vivant dans une zone urbaine comptant de 30 000 à 99 999 habitants.

Bien que les SFR soient souvent considérés comme des seuils de pauvreté, ils n'ont aucun statut officiel en tant que tel, et Statistique Canada ne recommande pas leur utilisation à cette fin. De plus amples renseignements sont disponibles dans l'article «*À propos de la pauvreté et du faible revenu*» sur le site internet de Statistique Canada (www.statcan.ca), sous la rubrique «Concepts, définitions et méthodes», «Documents de discussion ou nouvelles enquêtes» et «Article sur la pauvreté et le faible revenu».

Selon une croyance populaire, la population à faible revenu est statique et caractérisée par un taux de renouvellement faible. Cette conception est erronée. Environ la moitié des personnes qui avait été sous le seuil de faible revenu durant une année ne l'était plus l'année suivante. Ceci démontre clairement que la population à faible revenu se caractérise par un taux de renouvellement important durant la période à l'étude.

Par ailleurs, certaines personnes vivent longtemps sous le seuil de faible revenu. De toutes les personnes qui sont tombées sous le seuil de faible revenu en 1994 (environ 4 % de la population canadienne), 30 % ont vécu cette situation pendant trois années ou plus. Ce fait indique une persistance importante du faible revenu au Canada.

Au cours des dernières années, les enfants vivant dans des familles à faible revenu ont fait l'objet d'une attention croissante. Certains analystes soutiennent le fait qu'un enfant grandisse dans une telle famille peut augmenter la probabilité qu'il se retrouve sous le seuil de faible revenu à l'âge adulte. Si tel était le cas, ces familles engendreraient une nouvelle génération de personnes ayant un risque d'exposition élevé. L'étude démontre qu'environ le quart des enfants de moins de six ans a été sous le seuil de faible revenu durant au moins une année, alors que 8 % d'entre eux l'ont été pendant quatre années consécutives.

Par contre, entre 1993 et 1996, seulement 13 % des personnes âgées ont vécu sous le seuil de faible revenu durant au moins un an et 5 %, de façon continue. Au cours des 15 années précédentes, la croissance des revenus provenant du Régime de pensions du Canada, du Régime de rentes du Québec, des régimes privés de retraite et du Supplément de revenu garanti a contribué à réduire le pourcentage de personnes âgées vivant sous le seuil de faible revenu.

Les personnes ayant des restrictions relatives au travail, les familles monoparentales, les minorités

visibles et les immigrants récents ont un risque élevé d'exposition au faible revenu. Cependant, ils ne représentent qu'une petite fraction de la population. Par conséquent, il n'est pas surprenant que ces groupes ne représentent qu'un faible pourcentage de la population à faible revenu.

Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu : 1993-1996 (numéro de produit 75F0002MIF, nº 99001) est gratuit sur le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). La séquence à suivre est : «Produits et services», «Documents de recherche», «Index», «Revenu, dépenses, pensions, avoirs et dettes» et «...Revenu...».

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec le Service aux clients de la Division de la statistique du revenu au (613) 951-7355; au 1 888 297-7355; télécopieur : (613) 951-3012; courrier électronique : revenu@statcan.ca

■ *Changements de l'EDM/l'EDF*

Jusqu'en 1996, les données des dépenses étaient tirées de l'Enquête sur les dépenses des familles (EDF) qui avait lieu en général tous les quatre ans. Depuis l'année de référence 1997, une nouvelle enquête annuelle, l'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM), a intégré une bonne part du contenu de l'EDF et de l'Enquête sur l'équipement ménager. L'échantillon de l'EDM est de 50 % plus grand que celui de l'EDF. Le nombre de questions posées est toutefois inférieur, de sorte que les renseignements sont moins détaillés pour certaines catégories.

L'intégration des données sur l'équipement ménager avec les renseignements sur les dépenses crée une source de données de meilleure qualité. Les caractéristiques du logement (nombre de chambres à coucher, type de chauffage et combustible, etc.) et la présence de matériel, comme les ordinateurs, les modems et les téléphones cellulaires, peuvent désormais être étudiées avec les régimes de dépenses de différents genres de ménages.

Les utilisateurs doivent faire preuve de circonspection dans toute comparaison avec les données déjà publiées sur les dépenses. Des estimations révisées reflétant ces changements conceptuels pour les années antérieures seront disponibles au cours de 1999.

Pour plus de renseignements au sujet de l'effet de ces changements sur les produits et services, communiquez avec le Service aux clients de la Division de la statistique du revenu au (613) 951-7355; au 1 888 297-7355; télécopieur : (613) 951-3012; courrier électronique : revenu@statcan.ca.

■ *Dernière mise en disponibilité de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC)*

À partir de l'année de revenu 1998, l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) produira les estimations annuelles transversales du revenu, en plus des données longitudinales sur le travail et le revenu. L'intégration des programmes de données transversales et longitudinales favorisera l'uniformité des estimations et réduira le fardeau de réponse et les coûts du programme de la statistique du revenu.

Les résultats de l'EDTR et de l'EFC ont été comparés afin que l'on puisse évaluer les différences et leur effet sur la convergence des séries chronologiques. Fondamentalement, les deux enquêtes brossent le même tableau en ce qui a trait à la faiblesse du revenu et à la répartition des revenus. On peut obtenir gratuitement une évaluation des résultats pour la période 1993-1996 dans *Comparaison des résultats de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) et de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), 1993-1996* (numéro de produit 75F0002MIF, nº 99002) sur le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca). La séquence à suivre est : «Produits et services», «Documents de recherches», «Index», «Revenu, dépenses, pensions, avoirs et dettes» et «...Revenu...».

Pour plus de renseignements au sujet de ces enquêtes ou à propos des produits et services connexes, ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec le Service aux clients de la Division de la statistique du revenu au (613) 951-7355; au 1 888 297-7355; télécopieur: (613) 951-3012; courrier électronique : revenu@statcan.ca.

Indicateurs clés de l'emploi et du revenu

Analyses et graphiques sélectionnés

Les graphiques et les textes d'analyse de la présente rubrique s'inspirent d'une ou de plusieurs des sources qui suivent. Pour tout renseignement à cet égard, communiquez avec Fiona Long au (613) 951-4628 ou à longfio@statcan.ca, ou avec Joanne Bourdeau au (613) 951-4722 ou à bourjoa@statcan.ca.

Données administratives

Données régionales et administratives
Tirage : annuel
Services aux clients : (613) 951-9720

Enquêtes-entreprises

Enquête annuelle sur les manufactures
Tirage : annuel
Personne-ressource :
Richard Vincent (613) 951-4070

Enquête sur les perspectives du monde des affaires
Tirage : trimestriel
Personne-ressource :
Claude Robillard (613) 951-3507

Recensement

Caractéristiques de la population active
Tirage : quinquennal
Personne-ressource :
Michel Côté (613) 951-6896

Recensement sur le revenu
Tirage : quinquennal
Personne-ressource :
Michel Côté (613) 951-6896

Enquêtes sur l'emploi et le revenu

Enquête sur la population active
Tirage : mensuel
Personne-ressource :
Nathalie Caron (613) 951-4168

Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail
Tirage : mensuel
Personne-ressource :
Sylvie Picard (613) 951-4090

Indice de l'offre d'emploi
Tirage : mensuel
Personne-ressource :
Sylvie Picard (613) 951-4090

Programme de statistiques sur l'assurance-emploi
Tirage : mensuel
Personne-ressource :
Sylvie Picard (613) 951-4090

Grands règlements salariaux
Bureau de renseignements sur le travail (Développement des ressources humaines Canada)
Tirage : trimestriel
Information : (819) 997-3117

Le revenu du travail
Tirage : trimestriel
Personne-ressource :
Anna MacDonald (613) 951-3784

Enquête sur la dynamique du travail et du revenu
Tirage : annuel
Services aux clients :
(613) 951-7355 ou 1 888 297-7355

Enquête sur les finances des consommateurs
Tirage : annuel
Services aux clients :
(613) 951-7355 ou 1 888 297-7355

Enquête sur les dépenses des ménages (remplace l'*Enquête sur l'équipement ménager* et l'*Enquête sur les dépenses des familles*)
Tirage : annuel
Services aux clients :
(613) 951-7355 ou 1 888 297-7355

Enquête sociale générale

Les études, le travail et la retraite
Tirage : occasionnel
Services aux clients :
(613) 951-5979

Entraide et soutien social
Tirage : occasionnel
Services aux clients :
(613) 951-5979

Emploi du temps
Tirage : occasionnel
Services aux clients :
(613) 951-5979

Enquêtes sur les régimes de pensions

Enquête sur les régimes de pensions au Canada
Tirage : annuel
Personne-ressource :
Thomas Dufour (613) 951-2088

Enquête trimestrielle des caisses de retraite en fiducie
Tirage : trimestriel
Personne-ressource :
Bob Anderson (613) 951-4034

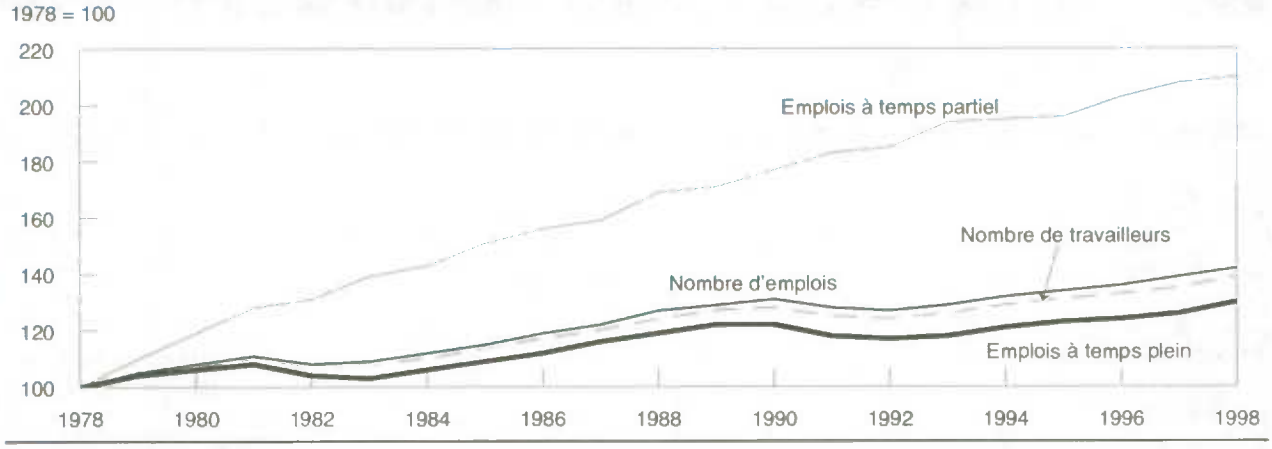
Enquêtes spéciales

Enquête sur les horaires et les conditions de travail
Tirage : occasionnel
Personne-ressource :
Diane Galarneau (613) 951-4626

Enquête sur la formation et l'éducation des adultes
Tirage : occasionnel
Personne-ressource :
Robert Couillard (613) 951-1519

Enquête auprès des diplômés (études postsecondaires)
Tirage : occasionnel
Personne-ressource :
Bill Magnus (613) 951-4577

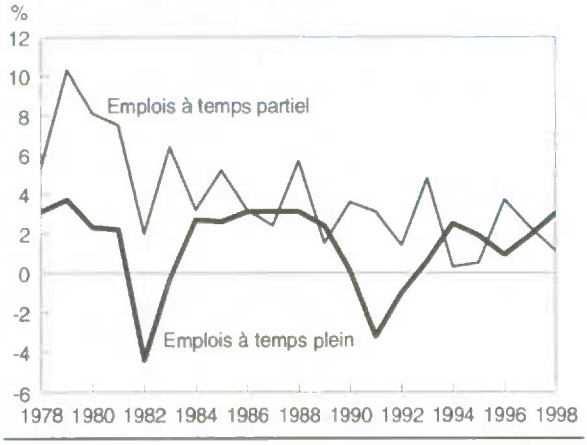
Croissance du nombre de travailleurs et du nombre d'emplois



Source : Enquête sur la population active

Quelle est la différence entre le nombre de travailleurs et le nombre d'emplois? Concrètement, près de trois quarts de million en 1998. Entre 1978 et 1998, le nombre de travailleurs au Canada est passé de 10,3 millions à 14,3 millions. Pendant cette période, le nombre d'emplois est quant à lui passé de 10,6 millions à 15,0 millions. En général, un travailleur occupe un emploi. Cependant, le nombre de travailleurs exerçant plus d'un emploi s'est accru rapidement au cours des deux dernières décennies; en 1998, on en comptait 720 000. Confondre le nombre de travailleurs et le nombre d'emplois contribue à fausser les données estimées liées à la création (ou à la perte) d'emplois. Le nombre de travailleurs n'est pas affecté par un deuxième emploi qu'occupe une personne (l'Enquête sur la population active calculait le nombre de travailleurs plutôt que le nombre d'emplois). De même, la perte d'un emploi que subit une personne exerçant plusieurs emplois ne réduit pas le nombre de travailleurs.

Variations annuelles des emplois

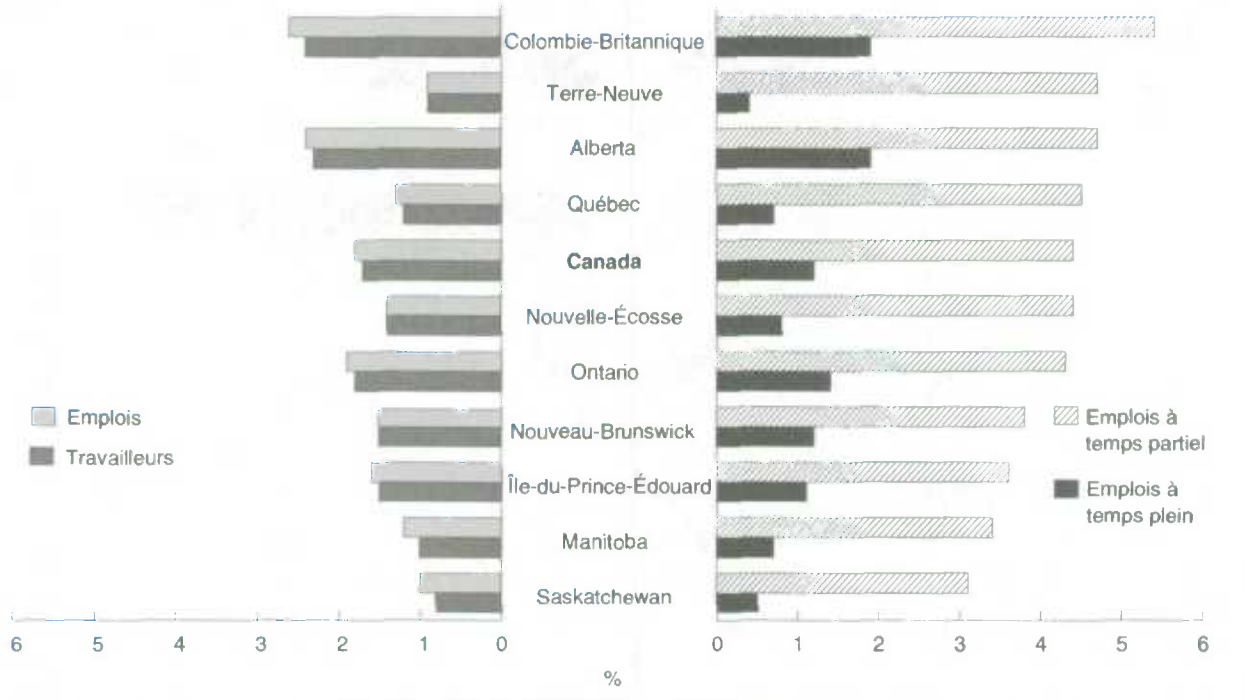


Source : Enquête sur la population active

Croissance rapide des emplois à temps partiel

Depuis 1978, le nombre d'emplois à temps partiel a augmenté chaque année (à un taux annuel moyen de 4,5 %) et s'est fixé à 3,3 millions en 1998, ce qui représente une croissance de plus de 100 % au cours des deux dernières décennies. Bien que le nombre d'emplois à temps plein a, de façon générale, augmenté durant cette période (de 1,2 % annuellement), il a chuté radicalement lors des deux dernières phases de récession. En 1998, le nombre d'emplois à temps plein ne dépassait que de 30 % celui qui avait été enregistré en 1978. En raison des différents taux de croissance, les emplois à temps partiel représentaient 22 % de tous les emplois en 1998, comparativement à seulement 15 % en 1978.

Croissance des emplois entre 1978 et 1998



Source : Enquête sur la population active

Toutes les provinces ont connu une augmentation du nombre d'emplois à temps partiel. La croissance la plus marquée a été enregistrée en Colombie-Britannique (5,4 % par année) et la plus faible, en Saskatchewan (3,1 %). La Colombie-Britannique et l'Alberta ont connu le taux de croissance annuel des emplois à temps plein le plus élevé (1,9 %), alors que Terre-Neuve se trouvait en dernière position (0,4 %).

En 1998, la Colombie-Britannique et la Saskatchewan ont connu l'augmentation du taux de croissance des emplois à temps partiel la plus élevée (25 %). Il y a aussi eu une égalité pour le taux le plus faible (18 %), enregistré par Terre-Neuve et le Nouveau-Brunswick.

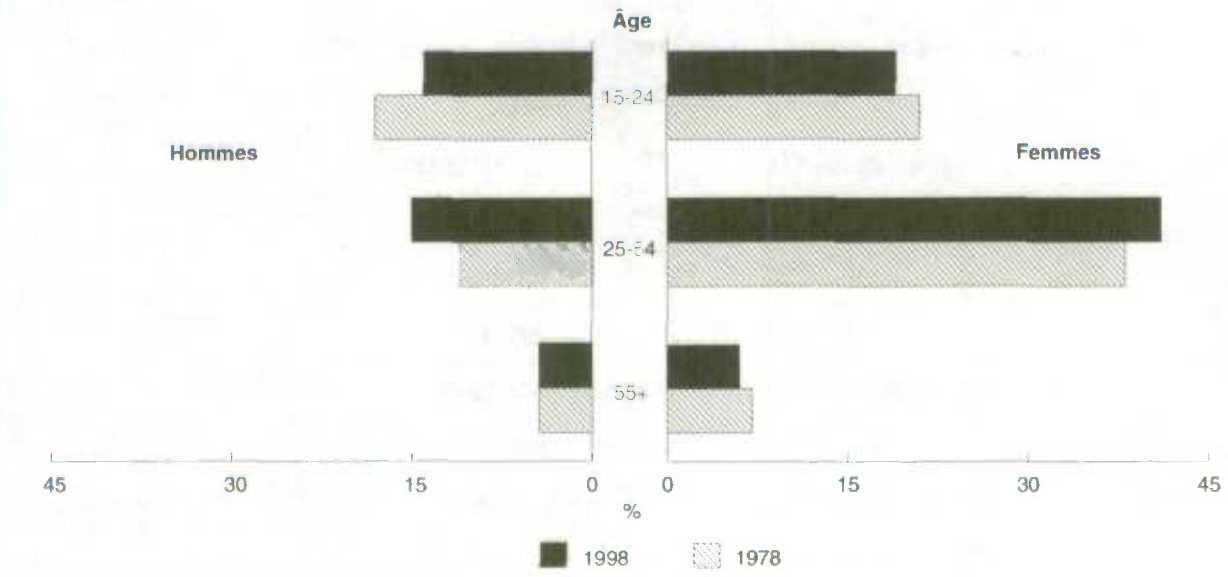
Pourcentage d'emplois à temps partiel en 1998

	%
Canada	22
Terre-Neuve	18
Île-du-Prince-Édouard	21
Nouvelle-Écosse	22
Nouveau-Brunswick	18
Québec	20
Ontario	22
Manitoba	24
Saskatchewan	25
Alberta	23
Colombie-Britannique	25

Source : Enquête sur la population active

Mise en graphique et rédaction du texte par Henry Pold, de la Division de l'analyse et des enquêtes sur le marché du travail. On peut le joindre au (613) 951-4608 ou à poldhen@statcan.ca.

Répartition des emplois à temps partiel selon l'âge et le sexe



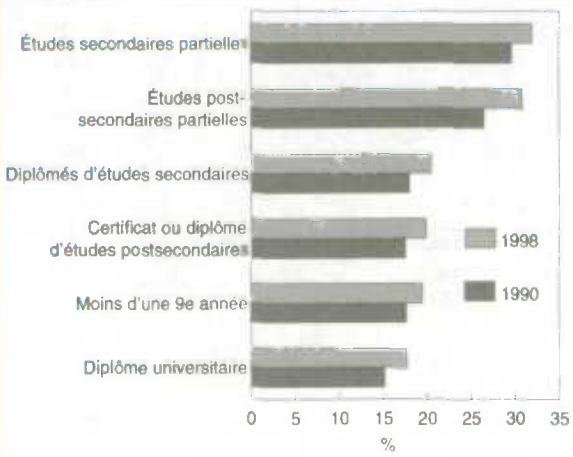
Source : Enquête sur la population active

Les travailleurs d'âge moyen gagnent du terrain

En 1998, la majorité des emplois à temps partiel (57 %) était occupée par des personnes âgées de 25 à 54 ans, ce qui représente une hausse comparativement à la proportion de 48 % enregistrée en 1978. Par contre, la part des emplois à temps partiel occupés par les jeunes de 15 à 24 ans a diminué, passant de 40 % à seulement 33 %. Néanmoins, on enregistre chez les jeunes le taux d'emploi à temps partiel de loin le plus élevé : 40 % chez les hommes et 56 % chez les femmes, comparativement à des taux respectifs de seulement 8 % et 26 % chez les personnes de 25 à 54 ans. Dans le cas des travailleurs âgés de 55 ans et plus, l'écart entre les deux sexes augmente, les taux d'emploi à temps partiel étant de 17 % chez les hommes contre 38 % chez les femmes. Bien que le taux enregistré dans chaque groupe d'âge pour les deux sexes entre 1978 et 1998 a grimpé, ce sont les jeunes qui ont connu la croissance la plus marquée, avec un taux qui a plus que doublé, tant chez les hommes que chez les femmes.

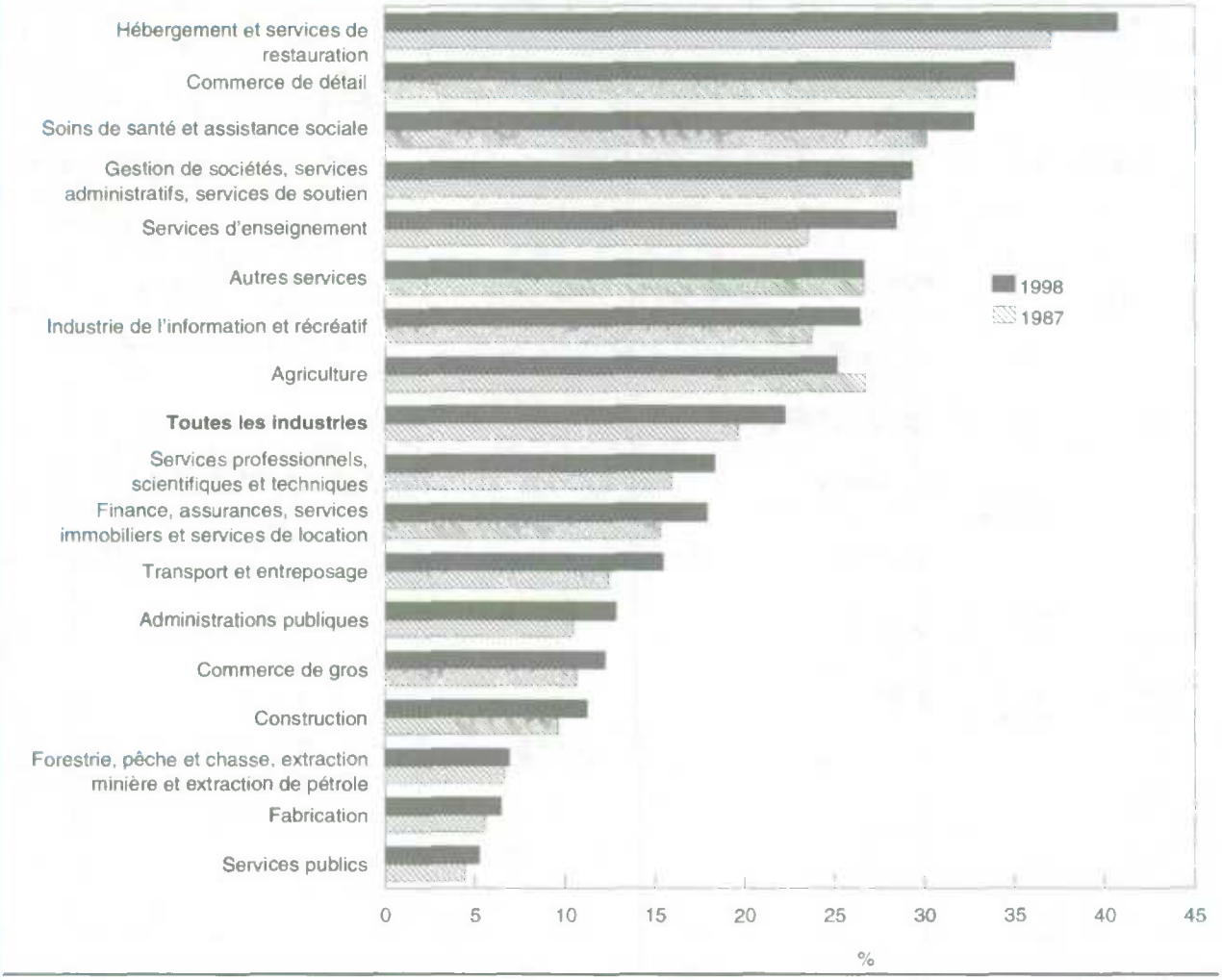
La proportion d'emplois à temps partiel la plus élevée a été enregistrée chez les personnes qui ont fait des études secondaires ou postsecondaires partielles, dont la plupart ont probablement encore le statut d'étudiant, alors que celles qui possèdent un diplôme universitaire ont connu la proportion la plus faible. Peu importe le niveau de scolarité, la proportion d'emplois à temps partiel a grimpé entre 1990 et 1998. (La variable du niveau d'études a été changée en 1990.)

Emplois à temps partiel selon l'éducation



Source : Enquête sur la population active

Emplois à temps partiel selon l'industrie



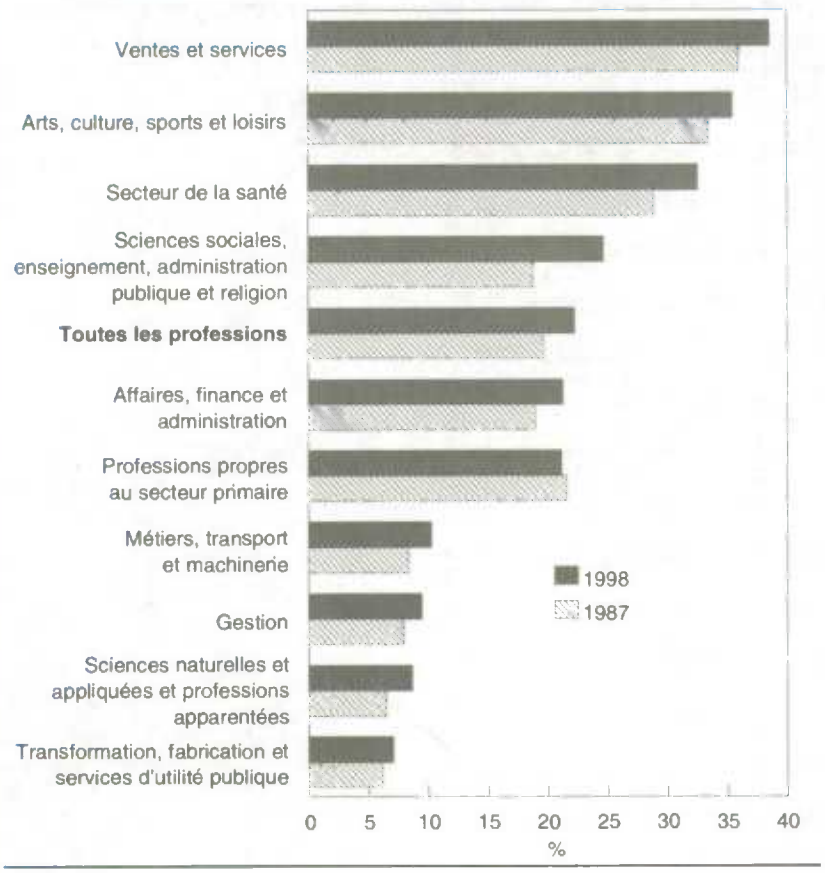
Source : Enquête sur la population active

Dans quel secteur de l'économie avons-nous beaucoup de chances de trouver des emplois à temps partiel? En 1987[1], le taux d'emploi à temps partiel dans les industries du secteur tertiaire était plus élevé que celui du secteur secondaire. En 1998, l'écart entre les deux secteurs s'était accentué. L'industrie agricole, plus particulièrement, est la seule industrie du secteur secondaire où le taux d'emploi à temps partiel est supérieur à la moyenne. C'est également la seule industrie qui a connu une baisse du taux d'emploi à temps partiel au cours de la même période.

Dans les trois industries où la proportion d'emplois à temps partiel est la plus élevée – hébergement et restauration, commerce de détail et soins de santé et assistance sociale –, le contact avec les consommateurs est direct. Les entreprises liées à ces industries doivent faire face à des niveaux d'activité variables et souvent très intenses. Elles ont besoin d'un personnel d'appoint pour de courtes périodes, d'où le taux d'emploi à temps partiel élevé. Par ailleurs, les consommateurs exercent peu d'influence immédiate sur le niveau de travail dans les industries manufacturières et primaires et dans les services publics. Dans ces industries, comme la demande est principalement déterminée par d'autres entreprises, les horizons prévisionnels sont étendus et le personnel en service demeure constant, de sorte que les emplois à temps partiel ne sont pas nécessaires.

1. Les renseignements sur les industries, enregistrés dans le SCIAN, ne sont disponibles qu'à partir de 1987.

Emplois à temps partiel selon l'occupation



Source : Enquête sur la population active

Dans l'ensemble, la répartition des emplois à temps partiel selon la profession[2] correspond à la même répartition selon l'industrie : les fréquences les plus élevées se trouvent dans les emplois liés aux services et à la vente et les plus faibles, dans les emplois liés à la transformation, à la fabrication et aux services publics. Néanmoins, on a observé une augmentation de la proportion d'emplois à temps partiel dans tous les groupes professionnels au cours de la période de 1987 à 1998, exception faite des industries primaires.

2. Les renseignements sur les professions, enregistrées dans la CTI 91, ne sont disponibles qu'à partir de 1987.

Numéros déjà parus : *il vous manque un numéro?*

Ne craignez rien! Vous pouvez vous procurer les numéros déjà parus de **L'emploi et le revenu en perspective**. Voici les études publiées dans ces numéros :

Printemps 1999	Déciles de revenu · Saisonnalité · Obtention d'un emploi · Prêts étudiants · Services de sécurité
Hiver 1998	Jeux de hasard · Inégalités des revenus · Revenu de retraite · Stabilité de l'emploi · Taux de syndicalisation · Index : 1989 à 1998
Automne 1998	Travail par postes · Taux d'activité · Recherche d'emploi · Retraite · Entreprises à domicile
Été 1998	Programmeurs informatiques · Travailler chez soi · Cumul d'emplois · Revenu après séparation · Régime d'accession à la propriété · Assurance-emploi

Pour plus d'information, communiquez avec **Statistique Canada, Division des opérations et de l'intégration, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario), K1A 0T6**, ou composez sans frais le numéro **1 800 267-6677**.

L'emploi et le revenu en perspective

La revue trimestrielle qui vous renseigne sur le marché du travail et le revenu.

À venir

Certains sujets à venir

L'emploi à temps partiel involontaire

Cet article porte sur les différences de concept, de mesure et de profil des données de l'Enquête sur la population active antérieures et postérieures à 1997 relatives aux travailleurs obligés d'accepter un emploi à temps partiel.

L'emploi après l'accouchement

Cet article traite du retour des femmes à un emploi rémunéré après l'accouchement et des facteurs qui influencent ce choix.

Le travail autonome en couple

Cette étude examine les caractéristiques des couples qui sont propriétaires du même commerce et les types de commerces dirigés.

Le rôle du travail indépendant dans la création d'emplois au Canada et aux États-Unis

Sur le plan du chômage, l'écart entre les deux pays a pris de l'ampleur. En outre, l'inégalité des revenus et la pauvreté ont posé plus de problèmes aux États-Unis qu'au Canada. Dans cet article, nous parlons des types d'emplois : aux États-Unis, il s'est surtout créé des emplois rémunérés à plein temps, tandis qu'au Canada, la tendance allait aux emplois à temps partiel et au travail indépendant.

Les écarts salariaux entre les secteurs publics et privés

Cette analyse examine les écarts salariaux entre les employés des secteurs publique et privé, ainsi que les facteurs qui contribuent aux différences (notamment les ressources humaines et la répartition par profession).

Le bénévolat et les jeunes

La proportion de jeunes qui s'adonnent au bénévolat est passé de 18 % à 33 % au cours des dix dernières années. Cet article établit des comparaisons entre les jeunes bénévoles de 1987 et de 1997 afin de dresser leur profil et de déterminer l'endroit et le type de leur travail.

Le bénévolat chez les personnes âgées au Canada

Cette étude examine les caractéristiques liées au bénévolat chez les personnes âgées et considère l'évolution de ces caractéristiques depuis 1987.

L'EMPLOI ET LE REVENU EN PERSPECTIVE

Publication trimestrielle sur le marché du travail et le revenu

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).**

Nous vous offrons encore plus!
Une réduction de 20 % sur un abonnement de 2 ans! Seulement 92,80 $ (taxes en sus)
Une réduction de 30 % sur un abonnement de 3 ans! Seulement 121,80 $ (taxes en sus)

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

BON DE COMMANDE

ENVOYEZ À
Statistique Canada
Gestion de la circulation
120, avenue Parkdale
Ottawa (Ontario)
Canada, K1A 0T6

COMPOSEZ
1 800 267-6677
Utilisez votre carte VISA ou MasterCard. De l'extérieur du Canada et des États-Unis et dans la région d'Ottawa, composez le (613) 951-7277.

TÉLÉCOPIEZ AU
1 800 889-9734
(613) 951-1584

COURRIEL
order@statcan.ca

Veuillez ne pas envoyer de confirmation pour les commandes faites par téléphone/télécopieur.

Nom

Entreprise Service

Adresse Ville Province

( ) ( )
Code postal Téléphone Télécopieur

MODALITÉS DE PAIEMENT *(cochez une seule case)*

☐ **Veuillez débiter mon compte :** ☐ MasterCard ☐ VISA

N° de carte

Signature Date d'expiration

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

☐ **Paiement inclus** $

☐ **N° du bon de commande**

Signature de la personne autorisée

N° au catalogue	Titre	Abonnement	Canada $	Extérieur du Canada $ US	Quantité	Total $
75-001-XPF	L'emploi et le revenu en perspective	1 an	58,00	58,00		
		2 ans	92,80	92,80		
		3 ans	121,80	121,80		

LES PRIX N'INCLUENT PAS LA TAXE DE VENTE.
Les clients canadiens paient en dollars canadiens et ajoutent la TPS de 7% et la TVP en vigueur ou la TVH. Veuillez noter que les prix au catalogue pour les clients de l'extérieur du Canada sont donnés en dollars américains. Les clients de l'extérieur du Canada paient le montant total en dollars américains tirés sur une banque américaine.
N° de TPS R121491807.
Le chèque ou mandat-poste doit être établi à l'ordre du *Receveur général du Canada.*
PF 097042

Total	
TPS (7%) - (clients canadiens seulement, s'il y a lieu)	
TVP en vigueur (clients canadiens seulement, s'il y a lieu)	
TVH en vigueur (N.-É., N.-B., T.-N.)	
Total général	

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

HRDC LIBRARY/BIBLIOTHEQUE DRHC
3 0101 00121841 1

Pleins feux sur les Canadiens

La société évolue rapidement. Et vous devez constamment chercher à demeurer au fait des questions et des tendances sociales importantes qui touchent chacun de nous. ***Tendances sociales canadiennes*** vous aide à relever ce défi avec succès en vous présentant une analyse sociale à la fois dynamique et d'une valeur inestimable dans un texte clair, concis et fort compréhensible.

Chaque numéro de ce populaire trimestriel de Statistique Canada s'intéresse à des éléments clés de la vie canadienne tels que les soins, l'alphabétisme, les étudiants, les jeunes familles, l'origine ethnique et les personnes âgées. De lecture facile, les articles qu'on y trouve puisent dans une foule de sources de données démographiques, sociales et économiques. Des tableaux et des graphiques en illustrent les points saillants. Un tableau des indicateurs sociaux permet de suivre l'évolution des choses.

Les professionnels des sciences sociales, les chercheurs, les analystes du monde des affaires et des politiques, les enseignants, les étudiants et le grand public se fient à ***Tendances sociales canadiennes***. Vous abonner aujourd'hui vous aidera à rester à la fine pointe du changement, à évaluer la conjoncture sociale, à planifier des programmes ou des services et plus encore!

Visitez la section « En profondeur » de notre site Web à **www.statcan.ca** pour consulter certains des articles publiés récemment.

Abonnez-vous aujourd'hui! Vous ne saurez vous passer d'un seul numéro!

Seulement 36 $ par année (plus, soit la TVH, soit la TPS et la TVP en vigueur) au Canada et 36 $ US à l'extérieur du Canada! Pour commander ***Tendances sociales canadiennes*** (n° 11-008-XPF au cat.), écrivez à Statistique Canada, Division de la diffusion, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) Canada K1A 0T6. Ou communiquez avec le Centre de consultation régional le plus près (voir la liste figurant dans la présente publication). Vous pouvez passer votre commande par télécopieur au **1 800 889-9734**, par téléphone au **1 800 267-6677** ou par courriel à : **order@statcan.ca**. Abonnez-vous sur notre site Web à la version téléchargeable (n° 11-008-XIF au cat.) pour seulement 27 $ par année au Canada, 27 $ US à l'extérieur du Canada. URL : **www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/feepub_f.cgi**

729MIBC98107

STATISTICS CANADA LIBRARY
BIBLIOTHÈQUE STATISTIQUE CANADA
1010530172

N° 75-001-XPF au catalogue ÉTÉ 1999 Vol. 11, n° 2

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

Pour connaître ...

- le niveau d'instruction et la formation professionnelle des travailleurs
- la répartition du revenu et la tendance des salaires au pays
- les dernières recherches en cours dans le domaine de l'emploi et du revenu
- les nouveaux indicateurs du marché du travail et du revenu

... il vous faut

L'EMPLOI ET LE REVENU EN PERSPECTIVE (N° 75-001-XPF au catalogue) de Statistique Canada.

Un abonnement annuel à **L'emploi et le revenu en perspective** (quatre numéros) ne coûte que 58 $.

Pour vous abonner, écrivez à Statistique Canada, Division des opérations et de l'intégration, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) K1A 0T6. Vous pouvez aussi faire parvenir votre demande par télécopieur au **1 (613) 951-1584** ou **1 800 889-9734**, ou composer sans frais **1 800 267-6677** et porter la commande à votre compte VISA ou MasterCard. Courriel : **order@statcan.ca**