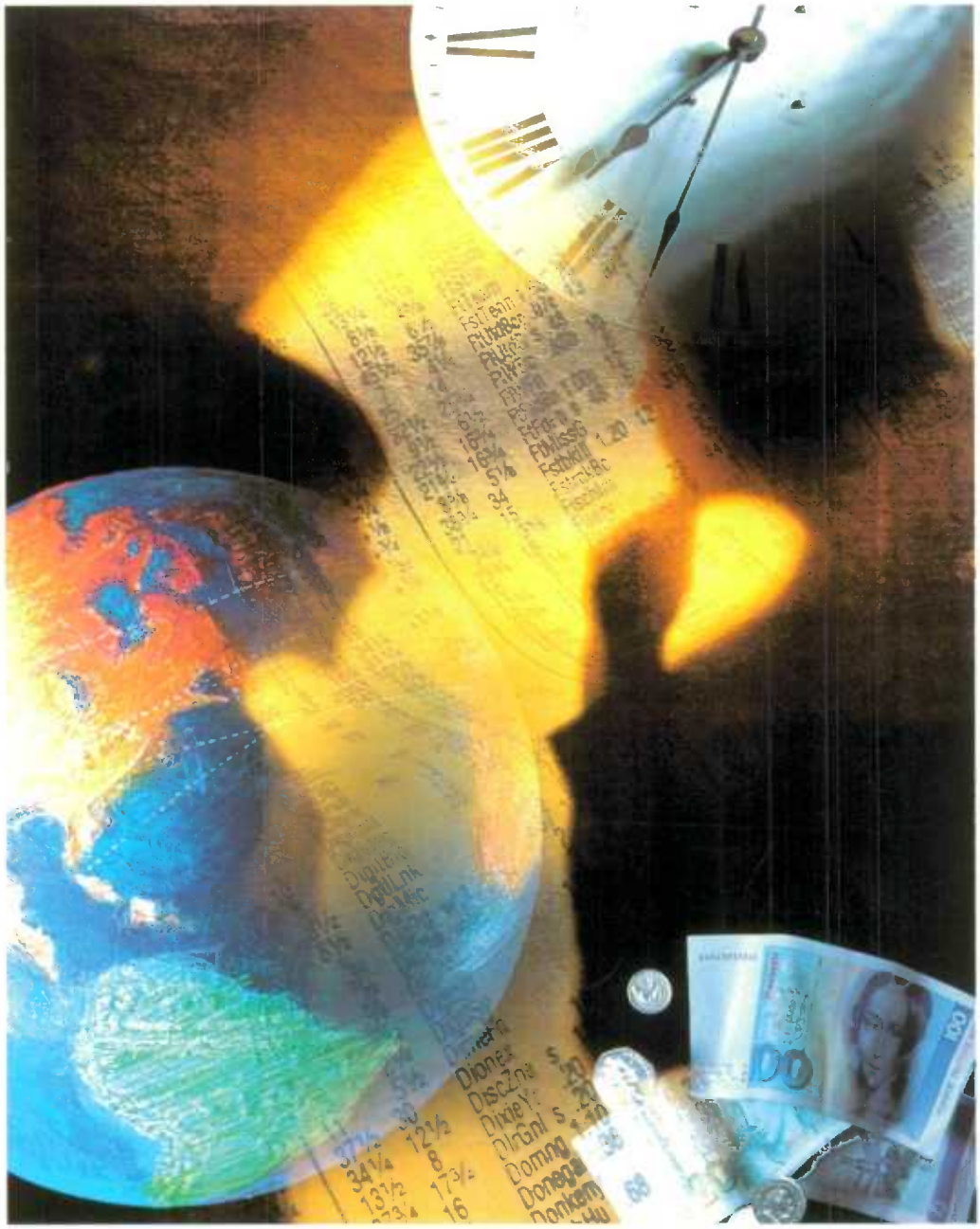
N° 75-001-XPF au catalogue

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

PRINTEMPS 2000
Vol. 12, n° 1

- LES REER
- GAINS DES AVOCATS
- JEUX DE HASARD
- LES JEUNES BÉNÉVOLES
- DES ÉTUDES AU TRAVAIL
- LONGUES HEURES ET SANTÉ



BIBLIOTHÈQUE
DÉV. DES RESSOURCES HUMAINES
CANADA

MAR 13 2000

LIBRARY
HUMAN RESOURCES DEVELOPMENT
CANADA

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.

Printemps 2000 Vol. 12, nº 1

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

BIBLIOTHÈQUE
DÉV. DES RESSOURCES HUMAINES CANADA
MAR 13 2000
LIBRARY
HUMAN RESOURCES DEVELOPMENT CANADA

Rubriques

3 Forum

5 Faits saillants

63 Quoi de neuf?

75 Indicateurs clés de l'emploi et du revenu

93 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, 2000. 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 **Utilisation des REER dans les années 90**
Ernest B. Akyeampong

Vue d'ensemble de l'utilisation des REER dans les années 90. Cet article s'arrête à la participation, aux cotisations, aux déductions inutilisées et aux retraits des REER.

17 **Le revenu d'emploi des avocats**
Abdul Rashid

Les gains des avocats ne cessent d'excéder la moyenne globale. Cette étude présente un profile propre aux avocats et met en lumière les changements survenus dans leurs caractéristiques démographiques entre 1970 et 1995 et dans leurs gains entre 1980 et 1995.

31 **Mise à jour des jeux de hasard**
Katherine Marshall

Le présent article fournit une mise à jour des statistiques nationales et provinciales pour la majorité des graphiques et des tableaux parus préalablement dans deux articles sur les jeux de hasard publiés dans *Perspective*.

38 **Le bénévolat à la hausse chez les jeunes**
Frank Jones

Cet article présente les types d'organismes bénévoles qui attirent les jeunes, et envisage les facteurs qui auraient encouragé une hausse du bénévolat chez ceux-ci, incluant les changements dans le marché du travail.

L'EMPLOI ET LE REVENU EN
PERSPECTIVE

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

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

Rédacteurs
Annick Ménard
Bruce Rogers

Données
Pierre Bérard
Joanne Bourdeau
Laura Fraser
Mary McAuley

Production et composition
Heather Berrea
Cynthia Fortura
Diane Joanisse
Annamma John
Ann Trépanier

Impression
Division de la diffusion

46 La transition des études au marché du travail
Geoff Bowlby

En se basant sur des données provenant de l'Enquête sur la population active, cet article compare les activités quant aux études et au travail et fait une comparaison entre les taux de chômage et d'emploi à temps partiel chez les étudiants et les non-étudiants. (Tiré et adapté de *Le point sur la population active*, automne 1999.)

53 Les longues heures de travail et la santé
Margot Shields

Les personnes qui passent de longues heures au travail pourraient mettre en péril certains aspects de leur santé. Pour quelques-unes de ces personnes, passer à une semaine de travail considérablement plus longue pourrait accroître leurs chances de prendre du poids, de commencer à fumer ou de consommer de l'alcool. (Tiré et adapté d'un article du *Rapport sur la santé*, automne 1999.)

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

■ Bienvenue en l'an 2000! Nous, le personnel de *Perspective*, sommes réjouis de n'avoir constaté aucun problème lors du passage au nouveau millénaire. La besogne reprend donc son cours habituel alors que nous continuons de livrer à nos lecteurs, les statistiques et les analyses les plus récentes et les plus précises concernant la situation de l'emploi et du revenu à travers le Canada.

Étant membre de la Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et auprès des ménages, notre personnel a récemment révisé le *Guide des données sur le marché du travail et le revenu* (voir aussi la rubrique «Quoi de neuf?» de ce numéro).

Cet outil de référence en vogue donne une description de la plupart des enquêtes importantes reliées à l'emploi ou au revenu. Il présente le champ de l'enquête, l'utilisation de ses données, les publications reliées ainsi que des études de cas fictifs mais vraisemblables relatives aux données. Le guide offre également une liste de personnes-ressources, de centres régionaux de consultation de Statistique Canada et de bibliothèques de dépôts.

Une autre mise à jour a également été effectuée. Le tiroir «En profondeur» sur le site web de Statistique Canada (www.statcan.ca) présente maintenant les archives d'articles ayant figuré dans des numéros antérieurs de nos nombreux périodiques analytiques. De plus, la navigation et les liens ont été améliorés. Nous vous invitons à y jeter un coup d'œil.

Dans son premier numéro de l'an 2000, *Perspective* présente un article opportun sur l'utilisation des REER dans les années 90; une actualisation sur les jeux de hasard; une analyse des effets des longues heures de travail sur la santé; un article sur le revenu d'emploi des avocats; un résumé traitant du bénévolat chez les jeunes; et un article sur la transition des études au marché du travail.

Enfin, ce numéro propose la rubrique «Indicateurs clés de l'emploi et du revenu», un aperçu des sources majeures de données pour l'emploi et le revenu. À travers les années, «Indicateurs clés» a mis en lumière des statistiques et des analyses provenant d'un large éventail d'enquêtes et de sources. Cependant, nous devons remonter loin dans le temps pour retrouver un résumé des nombreuses enquêtes qui offrent une base pour examiner les conditions économiques. Ainsi, cette édition offre une brève description de l'Enquête sur la population active, de l'Enquête sur les dépenses des ménages, de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu ainsi que du recensement, pour n'en nommer que quelques unes. Des graphiques explicatifs, des analyses et le nom de personnes-ressources ou des services à la clientèle figurent également. Nous espérons que vous en retirerez pleine satisfaction.

Henry Pold
Rédacteur en chef
Courriel : henry.pold@statcan.ca

Perspective

Nous vous invitons à nous faire part de vos 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 encourageons 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'œuvre 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, par télécopieur au (613) 951-4179, ou encore par courriel : bruce.rogers@statcan.ca.

DÉCOUVREZ

les tendances du marché du travail en quelques secondes

Que vous ayez besoin d'un instantané du marché du travail

... de réponses rapides ou d'analyses approfondies

... de séries chronologiques

... ou de données sur le marché du travail pour un exposé ou un compte rendu

... le ***CD-ROM de la Revue chronologique de la population active*** est l'outil parfait.

Ce CD-ROM annuel facile à utiliser vous offre :

des données exactes et à jour...

- des séries de données brutes et désaisonnalisées
- sur une base mensuelle ou annuelle

... et des renseignements chronologiques...

- portant sur plus de 20 ans de données (de 1976 à 1999)
- qui vous permettent de déceler rapidement des tendances en parcourant différents tableaux

... présentés dans un format des plus pratiques!

- avec des milliers de séries croisées
- les fonctionnalités permettant d'exporter facilement les données vers tout tableur à des fins de manipulation

Il suffit d'un clic de souris pour accéder à des variables clés, comme :

- les niveaux et les taux d'emploi et de chômage
- les caractéristiques démographiques, dont l'âge, le sexe, le niveau d'instruction et les données familiales
- les données nationales, provinciales et relatives aux régions métropolitaines et économiques
- les données relatives aux branches d'activité, aux professions, aux salaires, à l'affiliation syndicale et à l'ancienneté d'emploi
- les données sur la taille du lieu de travail, le nombre d'heures de travail... et beaucoup plus.

Tout comme les autres chercheurs, les économistes, les analystes, les consultants et les planificateurs du secteur privé et du secteur public, vous apprécierez cette source de renseignements exhaustive pour vos questions, analyses et prévisions liées au marché du travail.

Pour plus de précisions sur ce CD-ROM, visitez notre site Web à l'adresse http://www.statcan.ca/français/ads/71F0004XCB/index_f.htm

Le ***CD-ROM de la Revue chronologique de la population active*** (n° 71F0004XCB au catalogue) est offert à seulement 195 $ (TPS/TVP ou TVH en sus) au Canada et 195 $ US à l'extérieur du Canada.

Vous pouvez commander le CD-ROM par TÉLÉPHONE au 1 **800 267-6677**, par TÉLÉCOPIEUR au 1 **877 287-4369** ou par la POSTE à Statistique Canada, Division de la diffusion, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) K1A 0T6, Canada. Vous pouvez aussi commander par COURRIEL à order@statcan.ca ou en communiquant avec le Centre de consultation régional de Statistique Canada le plus proche au 1 **800 263-1136**.

71F0004XCB99000

Faits saillants

Dans ce numéro

Utilisation des REER dans les années 90

... p. 9

- La proportion de déclarants ayant des déductions de REER (le taux d'admissibilité) a augmenté annuellement de 1991 (l'année des changements importants apportés à la *Loi de l'impôt sur le revenu*) à 1997 : d'environ 74 % à un peu plus de 81 %.

- De la même façon, la proportion de déclarants admissibles qui ont cotisé à des REER ordinaires (le taux de participation) est passée de 32,1 % à 36,4 %.

- Les cotisations moyennes ont enregistré une croissance annuelle constante, passant de tout près de 3 000 $ par cotisant en 1991 à plus de 3 900 $ en 1997, une augmentation de 31 %. Les cotisations totales à des REER sont passées de 13,5 milliards de dollars à 24,1 milliards de dollars.

- Cependant, la hausse des cotisations moyennes et totales à des REER de 1996 à 1997 était beaucoup moins importante que lors des années précédentes.

- En dépit d'un récent ralentissement de la croissance des déductions inutilisées, seulement 11 % de tous les déclarants admissibles—pour la plupart, ceux ayant un revenu d'au moins 80 000 $—ont utilisé 95 % ou plus des droits de cotisation en 1997.

Le revenu d'emploi des avocats

... p. 17

- Comparativement à 14 % de tous les travailleurs âgés de 25 ans et plus en 1995, plus de la moitié des avocats étaient des travailleurs indépendants. Dans l'ensemble, les travailleurs indépendants gagnaient 2 % de moins que les travailleurs rémunérés. Parmi les avocats, ceux pratiquant pour eux-mêmes touchaient 41 % de plus que les employés.

- Avec 75 200 $, les avocats gagnaient 146 % de plus que la moyenne globale de 30 600 $ et 71 % de plus que les travailleurs possédant un diplôme universitaire dans un domaine autre que le droit. Leurs plus longues heures de travail représentaient environ 25 % de la différence entre leurs gains moyens et les gains moyens globaux.

- Plus de la moitié de tous les travailleurs âgés de 25 ans et plus touchait moins de 30 000 $, et moins de 2 % gagnaient 100 000 $ ou plus. Les proportions analogues pour les avocats étaient de 24 % et de 23 %.

- Entre 1970 et 1995, le nombre de travailleurs âgés de 25 ans ou plus s'est accru de 77 %, les hommes de 41 % et les femmes de 154 %. Le nombre d'avocats a augmenté de 258 %; les hommes de cette profession augmentant de 161 % et les femmes, d'un extraordinaire 2 303 %.

- Entre 1980 et 1995, le revenu d'emploi moyen réel a chuté de 4 %. Les hommes ont perdu 7 % tandis que leurs pairs féminins ont gagné 15 %. Dans le cas des avocats, les hommes et les femmes ont respectivement gagné 11 % et 41 %. Toutefois, les gains moyens des avocats ont montré une croissance de seulement 6 %. Ceci est attribuable à la croissance du nombre de jeunes femmes avocates ayant des gains plus faibles.

Mise à jour des jeux de hasard

... p. 31

- Les paris dans les jeux de hasard non caritatifs ont crû de 2,7 milliards de dollars en 1992 à 7,4 milliards de dollars en 1998, une augmentation de 170 %.
- Les casinos ont raflé la part la plus importante des recettes de jeu, en dépassant les appareils de loterie vidéo et les loteries.
- La moyenne des dépenses par ménage participant s'est accrue de 425 $ en 1996 à 460 $ en 1998.
- Contrairement à 1992, période pendant laquelle la plupart des emplois reliés aux jeux de hasard se trouvaient dans l'Ouest Canadien, la majeure partie des emplois de cette industrie s'est orientée vers le Québec (19 %) et l'Ontario (48 %) en 1999.
- Bien que les gains horaires des travailleurs à temps plein de cette industrie se sont accrus de façon considérable, ils sont toujours au-dessous de la moyenne globale de 1999.

Le bénévolat à la hausse chez les jeunes

... p. 38

- Le taux de bénévolat chez les jeunes a presque doublé entre 1987 et 1997 passant de 18 % à 33 %. Cette augmentation a été particulièrement marquée en Ontario et en Saskatchewan.
- La hausse du taux de la fréquentation scolaire était partiellement responsable de l'augmentation, bien que le désir croissant de devenir bénévole, particulièrement chez les étudiants à temps plein, ait été le facteur principal attribué.
- Les groupes multifonctionnels et les clubs philanthropiques ont enregistré la plus grande part de jeunes bénévoles. Ces organismes comprennent des groupements féminins multifonctionnels, des organismes autochtones et ethniques ainsi que des organismes comme la Croix-Rouge, l'Armée du salut et le YM/YWCA.
- Les étudiants à temps plein étaient plus enclins que les autres jeunes à faire du bénévolat pour des raisons liées à l'emploi, bien que cela soit également un motif important pour les autres jeunes.
- Une grande majorité de jeunes ont signalé les avantages suivants, puisés de leurs expériences du bénévolat : amélioration des compétences en relations humaines, aptitude à communiquer, connaissance et le sens de l'organisation ainsi que les techniques de gestion.

La transition des études au marché du travail

... p. 46

- Entre 1989 et 1993, le taux des 15 à 24 ans qui étudiaient et qui ne travaillaient pas s'est accru de 29 % à 38 %. En 1998, ce taux a augmenté légèrement à 40 %.
- En 1989, environ 22 % des jeunes allaient à l'école et travaillaient par le même temps. Cette situation s'est modifiée quelque peu au cours des années 90, en dépit de l'accroissement de la fréquentation scolaire.
- Quelque 37 % des jeunes n'étudiaient pas et travaillaient en 1989. Ce taux a chuté sérieusement au début des années 90, atteignant 28 % en 1993, où il est resté fixe au cours des cinq années suivantes.
- La durée moyenne de la transition des études au travail était de huit ans en 1998 (commençant à 16 ans pour se terminer à 23 ans), suivant le modèle établit en 1992. La transition ne prenait que six ans (de 16 à 21 ans) en 1985.
- En 1996, seulement deux tiers des diplômés du secondaire avaient commencé un emploi à temps plein dans l'espace d'un an, en comparaison avec environ 86 % des personnes possédant un diplôme d'études postsecondaires.

Les longues heures de travail et la santé

... p. 53

- D'après les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), passer d'un nombre d'heures normales (35 à 40 heures) à une semaine

de travail plus longue entre 1994-1995 et 1996-1997 augmentait le risque de certains effets négatifs sur la santé du travailleur.

- Par exemple, les chances d'être victime d'une prise de poids nuisible pour la santé au cours de cette période de deux ans étaient deux fois plus grandes pour les hommes chez qui les heures de travail avaient augmenté en 1996-1997 que chez ceux qui avaient gardé leurs heures normales de travail.

- La cote exprimant le risque d'une augmentation de l'usage quotidien du tabac était plus de deux fois plus élevée pour les hommes étant passés d'un horaire normal à de longues heures que pour ceux ayant continué à travailler un nombre normal d'heures. Dans le cas des femmes, la cote correspondante était plus de quatre fois plus élevée.

- Parmi les travailleuses, celles qui sont passées d'un horaire normal à de longues heures ont plus de chance d'augmenter leur consommation hebdomadaire d'alcool. Le changement d'heures de travail chez les hommes n'était pas associé de façon significative à l'augmentation de la consommation d'alcool.

- Les heures supplémentaires passées au travail auraient dû avoir pour effet de réduire le temps consacré à l'activité physique. Étonnement, l'augmentation des heures de travail n'a pas été reliée de façon significative au décroissement de l'activité physique ni chez l'homme ni chez la femme.

Quoi de neuf?

... p. 63

- **Vient de paraître**

Indicateurs de performance financière des entreprises canadiennes

Succession de cohortes et conséquences du vieillissement de la population : une analyse et une revue internationales

Le marché du travail des années 1990

L'innovation dans les services d'ingénierie

Rapport sur l'état de la population du Canada

Guide des données sur le marché du travail et le revenu

Un portrait du Canada

Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries des services dynamiques

Innovation, formation et réussite

L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada

Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : les petits établissements du secteur des services aux entreprises

Point sur la population active

Des changements dans les données de CANSIM

Revue chronologique de la population active

Mesures supplémentaires du chômage

Enquête sur le milieu de travail et les employés

Programme des statistiques de l'assurance-emploi

Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures

Tendances du revenu au Canada

Seuils de faible revenu

Devrait-on revoir les seuils de faible revenu?—Un document de travail

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), 1993-1997 : mise à jour

D'une enquête à l'autre : Une série intégrée de données sur le revenu de l'EFC et de l'EDTR, 1989 à 1997

L'écart persistant : nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada

Programmes de revenu de retraite : répertoire des données et des renseignements disponibles à Statistique Canada

Régimes de pension au Canada, 1er janvier 1998

Dépenses en réparations et rénovations effectuées par les propriétaires-occupants, 1998

Enquête sur les dépenses des ménages

- **Des congrès à venir**

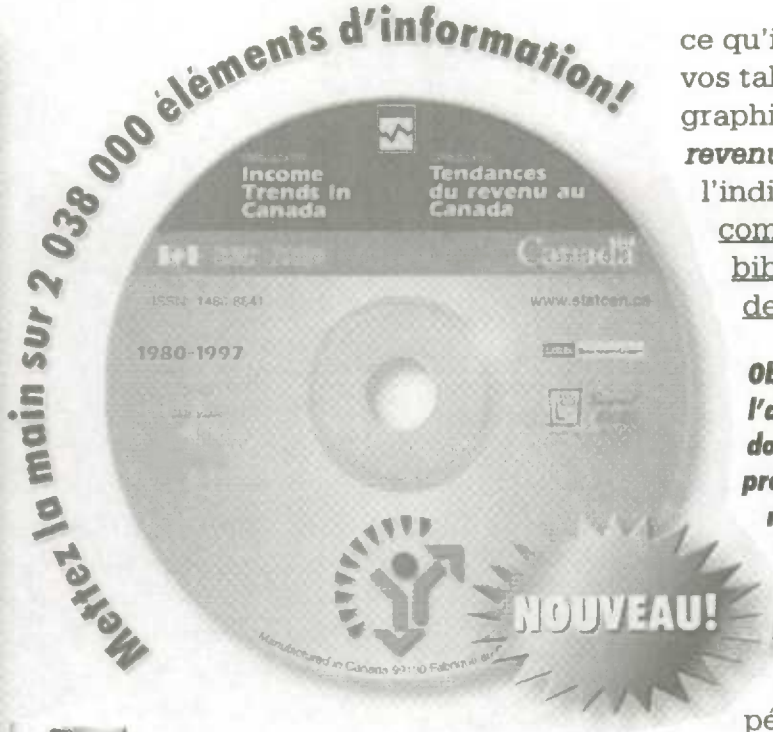
Statistique Canada, Conférence économique de 2000 : Horizons en expansion : le Canada à l'échelle internationale

International Conference on Establishment Surveys—II

La Fondation canadienne de la restructuration rurale et Statistique Canada : La nouvelle économie des régions rurales : enjeux et options

Perspective

Tendances du revenu au Canada



En cette période de défis budgétaires, il importe plus que jamais de comprendre les tendances du revenu des Canadiens

Avec ***Tendances du revenu au Canada***, vous pouvez facilement suivre et comprendre l'évolution du revenu au pays!

Servez-vous de ce CD-ROM pour visualiser les tendances à l'écran à l'aide d'un simple clic de souris. Vous pouvez trouver rapidement ce qu'il vous faut, personnaliser vos tableaux, créer vos propres graphiques. ***Tendances du revenu au Canada*** est l'indispensable, le parfait complément à votre bibliothèque de ressources de Statistique Canada.

Obtenez une vue d'ensemble à l'aide de presque 20 ans de données pour le Canada, les provinces et 15 régions métropolitaines

Pour 195 $, vous trouverez tout un éventail de statistiques sur le revenu pour la période de 1980 à 1997, durant laquelle on a connu deux récessions et périodes de reprise économique! Obtenez des chiffres précis et fiables sur

- le revenu d'emploi... et d'autres sources
- l'impôt
- l'incidence des transferts gouvernementaux sur le revenu familial
- les écarts salariaux entre les femmes et les hommes
- le revenu des aînés au Canada
- l'inégalité du revenu et le faible revenu
- et bien plus encore!

Commandez *Tendances du revenu au Canada* dès aujourd'hui

(n° 13F0022XCB au catalogue) au prix de 195 $ au Canada (plus **soit** la TPS et la TVP en vigueur, **soit** la TVH) et 195 $US à l'extérieur du Canada. Vous pouvez commander par TÉLÉPHONE au 1 800 267-6677, par TÉLÉCOPIEUR au 1 877 287-4369 ou par la POSTE en écrivant à Statistique Canada, Gestion de la circulation, Division de la diffusion, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) Canada, K1A 0T6. Vous pouvez aussi nous joindre par COURRIEL à order@statcan.ca ou communiquer avec le Centre de référence de Statistique Canada situé dans votre région, au 1 800 263-1136.

Utilisation des REER dans les années 90

Ernest B. Akyeampong

Les derniers changements importants apportés à la *Loi de l'impôt sur le revenu*, cette dernière se rapportant aux épargnes-retraite, sont entrés en vigueur en 1991. Deux de ces changements avaient pour but de faire augmenter les occasions pour cotiser au régime enregistré épargne-retraite (REER) normal. En vertu des nouvelles règles, les maximums admissibles exonérés d'impôt des REER normaux ont été augmentés. De plus, les déductions inutilisées des années précédentes (perdues en vertu des anciennes règles) pouvaient être reportées (à l'origine jusqu'à sept ans, mais par la suite jusqu'à indéfiniment) pour une utilisation ultérieure. (Voir *Sources de données et définitions*).

Le présent aperçu examine l'utilisation des REER aux chapitres de la participation depuis 1991, des cotisations, des déductions inutilisées, et des retraits. Puisque les taux d'impositions sont demeurés en grande partie inchangés entre 1991 et 1997, les changements propres aux données sont principalement dus aux changements survenus dans l'économie et dans les comportements. Les différences selon divers groupes démographiques sont aussi mises en lumière.

Une brève description de l'environnement économique entre 1991 et 1997, en particulier le comportement des variables les plus susceptibles d'influer sur les cotisations aux REER et les retraits, donne le contexte du présent examen. En 1991, l'économie se trouvait en pleine récession et le taux de chômage était élevé. Depuis, l'économie comme l'emploi ont connu une croissance soutenue. Au cours de la période, l'inflation était faible (en moyenne moins de 2 % annuellement) et le taux d'escompte central est tombé d'environ 9 % à environ 3,5 %. Les gains hebdomadaires étaient également modiques (environ 2 % par année) et le revenu familial moyen est resté quasiment inchangé en termes réels. Les raisons pour lesquelles les indicateurs de REER se sont comportés comme ils l'ont fait devront toutefois faire l'objet d'autres études économétriques.

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.

Incidence immédiate des changements législatifs

Il est difficile de faire une comparaison «avant et après» de l'incidence des changements législatifs sur les REER normaux, principalement en raison des changements apportés au système de rapports. Par exemple, bien qu'il soit maintenant possible d'isoler les REER normaux des transferts, ce n'était pas le cas avant 1991. En outre, la signification et la mesure des déductions au titre des REER auxquelles se référaient les déclarants ont changé suite aux amendements apportés à la Loi, rendant impossible d'évaluer l'incidence immédiate des changements législatifs sur la participation aux REER ou sur les déductions inutilisées. L'on peut dire que les données relatives au nombre total de cotisants à des REER et les cotisations totales (c'est à dire les REER normaux, les transferts au conjoint et les transferts d'allocations de retraite) permettent de croire que les répercussions immédiates des changements législatifs peuvent avoir été importantes. Même si 1990 et 1991 étaient toutes deux des années de récession, le nombre de déclarants qui ont cotisé à des REER a bondi de 14 % entre ces deux années, par rapport à une diminution de 1 % une année plus tôt. Les cotisations totales ont augmenté de 30 %, comparativement à une diminution de 13 % l'année précédente (tableau 1)[1].

Tableau 1: Cotisations à des REER*, 1989 à 1991

	Déclarants	Cotisants	Cotisations
	millions	millions	milliards de $**
1989	17,4	4,1	12,9
1990	18,0	4,0	11,2
1991	18,4	4,6	14,6

Source : Division des données régionales et administratives
* *REER normaux et transferts admissibles.*
** *Dollars courants.*

Sources de données et définitions

La plupart des données utilisées dans le cadre de la présente étude proviennent du fichier des FE/REER des enquêtes sur les régimes de pension et du bien-être, Division de la statistique du revenu.

Le fichier des FE/REER est un fichier de données pluriannuel qui renferme, pour chaque déclarant, des renseignements sur le comportement en matière d'épargnes-retraite depuis 1991—par exemple, cotisations, droits de cotisation, facteur d'équivalence et facteur d'équivalence pour services passés. L'âge, le sexe ainsi que la province ou le territoire de résidence du déclarant sont également inclus.

Les données du présent rapport ont été produites à partir d'un échantillon de 2 % de tous les déclarants. Les données de 1997 comprennent les renseignements provenant des déclarations de revenus reçues et traitées par Revenu Canada jusqu'au 26 octobre 1998; les renseignements relatifs aux déclarants retardataires modifieront légèrement les données. (Les déclarants retardataires comptaient par le passé, pour environ 3 % de toutes les déclarations produites.) Chaque année, le fichier des FE/REER est mis à jour; à cette fin, les données préliminaires de la plus récenteannée d'imposition et les données révisées de l'année d'imposition précédente y sont ajoutées.

La Division des données régionales et administratives a fourni les données relatives au nombre total de cotisants et de cotisations totales de 1989 à 1991.

Cotisations normales au REER : le montant déduit aux fins de cotisation au REER du déclarant ou du conjoint du déclarant qui respecte le plafond des droits de cotisation du cotisant et qui réduit ses déductions inutilisées au titre des REER. Il exclut les transferts au conjoint, permis pour la dernière fois en 1994, et les transferts des allocations de retraite, en voie d'être éliminés progressivement.

Déductions inutilisées au titre des REER : La partie du maximum déductible au titre des REER qui n'est pas réclamée par le déclarant. Les déductions inutilisées peuvent être reportées indéfiniment.

Facteur d'équivalence (FE) : valeur calculée de la charge de retraite annuelle à payer dans un régime de pension agréé (RPA) ou dans un régime de participation différée aux bénéfices (RPDB). Le FE fait diminuer le maximum déductible au titre des REER.

Maximum déductible au titre des REER : le montant maximum qui peut être déduit du revenu (aux fins de l'impôt sur le revenu) pour les cotisations à un REER au cours d'une année, y compris les déductions inutilisées d'années précédentes. Les nouvelles déductions annuelles sont soit un montant en dollars, soit 18 % du revenu gagné, selon le moindre des deux montants. Le maximum en dollars pour les personnes qui ne cotisent pas à un RPA ou à un RPDB était de 11 500 $ en 1991, de 12 500 $ en 1992 et 1993, de 13 500 $ en 1994, de 14 500 $ en 1995 et de 13 500 $ en 1996 et 1997. Dans le cas des personnes qui cotisent à un RPA ou à un RPDB, le maximum déductible au titre de leurs REER est réduit du montant du facteur d'équivalence.

Régime d'accession à la propriété : implémenté en février 1992 dans le but d'aider les Canadiens à financer l'acquisition ou la construction d'une maison. Les sommes retirées aux termes du RAP continues d'être considérées comme faisant partie du capital REER du participant, mais sont temporairement réaffectées de l'investissement traditionnel à une participation au titre de la maison du participant. La somme retirée doit être remboursée intégralement dans le REER de l'acheteur, par versements annuels égaux s'échelonnant sur 15 ans. Les versements manquants ou insuffisants sont traités comme des retraits en espèce ordinaires et imposés en conséquence (pour plus d'information, voir Frenken, 1998).

Retrait de REER : les gains provenant de REER sous la forme de retrait forfaitaire ou de rente; sont également inclus les montants qui ne sont pas remboursés au régime d'accession à la propriété (c'est à dire le manque à gagner du RAP).

Revenu gagné : revenu admissible à des fins de REER : le revenu net du travail (rémunéré et indépendant), la propriété de location, la pension alimentaire et les arrangements d'entretien et certains plan d'invalidité ou de perte de revenu, moins certaines dépenses de travail telles les cotisations syndicales, et les pensions alimentaires et les paiements d'entretien.

Transfert : le transfert du revenu admissible au régime enregistré d'épargnes-retraite (REER) en sus du plafond standard. Il inclut les allocations de retraite, en fonction des limites prescrites. (Une modification apportée en 1995 permet maintenant de faire des transferts uniquement pour les années de service auprès d'un employeur avant 1996.) Il inclut également les prestations périodiques provenant de RPA et de RPDB au REER d'un conjoint de 1989 à 1994. Il n'inclut pas le transfert direct des prestations de retraite de la Sécurité de la vieillesse, les régimes de pension du Québec et du Canada, les RPA ou les RPDB au REER du déclarant à partir de 1990, l'année où les transferts n'étaient plus permis.

Recours aux REER depuis 1991

Le recours aux REER depuis l'entrée en vigueur des changements législatifs peut être retracé grâce aux fichiers du contrôle des statistiques de FE/REER (voir *Sources de données et définitions*), ce qui sépare les cotisations normales à des REER des cotisations totales à des REER. En outre, il est possible de suivre les changements survenus dans les taux de participation et d'admissibilité dans les montants moyens et totaux cotisés, ainsi que dans les déductions inutilisées et les retraits.

Croissance lente mais soutenue

Bien que la plupart des principaux indicateurs montrent un accroissement soutenu dans l'utilisation des REER au cours des années 90, l'augmentation des taux à partir de 1992 (au moins en ce qui concerne les cotisants et les cotisations) ont affiché des ralentissements par rapport à 1991, l'année de l'entrée en vigueur des changements législatifs. Le taux d'admissibilité (la proportion de déclarants ayant droit à des déductions au titre des REER) a, par exemple, augmenté annuellement depuis 1991. Le taux, qui s'établissait à environ 74 % en 1991, a progressé et a dépassé la marque de 81 % en 1997 (tableau 2)[2]. La plus grande partie de cette augmentation, par contre, s'est produite dans les deux premières années qui ont suivi la mise en œuvre des changements législatifs. Les augmentations ont été négligeables depuis.

Il n'est d'ailleurs pas surprenant que le taux global d'admissibilité soit inférieur à 100 % pour chaque année. L'admissibilité dépend largement du revenu (principalement les gains d'emploi) et plusieurs millions de déclarants indiquent chaque année un revenu d'emploi nul. Une étude récente qui se fondait sur les données fiscales de 1996, par exemple, a permis de constater un taux d'admissibilité bas prévisible (58 %) pour les 8,5 millions de déclarants dont la principale source de revenu cette année-là provenait de transferts gouvernementaux, de revenus de pension, et autres—sources de revenu non admissibles aux fins des REER—mais un taux élevé (95 %) pour les employés et les travailleurs autonomes (Akyeampong, 1999)[3]. En raison du fonds reporté, plusieurs se retirent avec des déductions de REER inutilisées qui peuvent être utilisées même s'ils n'ont plus de revenu admissible pour l'accumulation de nouvelles déductions. Celles-ci sont perdues une fois que le déclarant et son conjoint ou sa conjointe atteignent l'âge de 70 ans.

De même, la proportion des déclarants admissibles qui a cotisé à des REER normaux (taux de participation), après être passée de 32,1 % à 31,4 % entre 1991 et 1992, a repris le terrain perdu en 1993 et n'a cessé d'augmenter depuis, pour atteindre 36,4 % en 1997.

Bien que le taux de participation global ait finalement dépassé le tiers des déclarants admissibles, les taux affichés par divers groupes de déclarants sont différents. Par exemple, une étude antérieure faisait état d'un taux plus élevé pour les employés (43,3 %) que pour les travailleurs autonomes (34,6 %). Les déclarants qui ont indiqué comme principale source de revenu des transferts gouvernementaux, des revenus de pension et ainsi de suite représentaient un taux beaucoup moins élevé (20,6 %) (Akyeampong 1999).

Le taux de participation du tiers cache aussi des différences dans les tendances chez les divers déclarants (voir *Les taux de participation varient*). Un rapport publié récemment basé sur des données longitudinales portant sur les déclarants de 25 à 64 ans, par exemple, indiquait qu'entre 1991 et 1997, plus de 40 % des déclarants n'avaient pas cotisé. Le rapport indiquait aussi que, parmi les déclarants qui avaient cotisé au cours de la période, seulement le quart l'avait fait de façon constante (c'est-à-dire chaque année), tandis que le tiers l'avait fait à l'occasion (c'est à dire une cotisation au cours de une, de deux ou de trois années seulement) (Statistique Canada, 1999).

Les cotisations moyennes ont aussi enregistré une croissance annuelle constante, passant de tout près de 3 000 $ par cotisant en 1991 à plus de 3 900 $ en 1997 (voir *Cotisations moyennes*)[4], soit une augmentation de 31 %, beaucoup plus que l'augmentation de 4 % des salaires en termes de gains hebdomadaires moyens réels au cours de la même période. La légère augmentation observée entre les années de récession de 1991 et de 1992 a été suivie d'une augmentation importante (8 %) en 1993, soit la première année de la reprise économique. Au cours de chaque année qui a suivi, la croissance moyenne des cotisations était supérieure à l'augmentation des gains. Entre 1991 et 1997, les cotisations totales à des REER sont passées de 13,5 milliards de dollars à 24,1 milliards de dollars; cette augmentation de 79 % faisait suite à l'augmentation tant du nombre de cotisants que du montant moyen des cotisations.

Tableau 2: Cotisations normales à des REER, 1991 à 1997

	Déclarants	Taux d'admissibilité	Taux de participation	Cotisants	Cotisations* Moyenne	Cotisations* Total
	millions	%		millions	$	milliards de $
1991	19,5	73,9	32,1	4,6	3 005	13,5
1992	19,7	76,8	31,4	4,7	3 072	14,6
1993	20,1	78,1	32,1	5,0	3 318	16,7
1994	20,4	79,0	32,7	5,3	3 495	18,4
1995	20,8	80,0	34,6	5,8	3 649	21,0
1996	21,1	80,6	35,8	6,1	3 869	23,5
1997**	20,7	81,1	36,4	6,1	3 936	24,1

Source : Fichier des FE/REER
* *En dollars constants de 1997.*
** *Les données de 1997 excluent les déclarants retardataires.*

exemple, seulement 11 % de tous les déclarants admissibles—pour la plupart des déclarants ayant un revenu d'au moins 80 000 $—ont utilisé 95 % ou plus des droits de cotisation cette année-là (Statistique Canada, 1999).

Quelques facteurs peuvent avoir contribué au ralentissement récent de la croissance des déductions inutilisées. Par exemple, en 1996, la limite en dollars pour les nouvelles cotisations a été diminuée de 14 500 $ à 13 500 $. La croissance économique soutenue a pu également encourager et/ou permettre à plus de gens de participer ou d'augmenter leurs cotisations.

Ralentissement de la croissance des déductions inutilisées

Les tendances au chapitre des déductions inutilisées constituent une autre façon d'évaluer le recours aux REER. Tel qu'il a été indiqué plus tôt, un des changements importants survenus en 1991 était de pouvoir reporter les déductions inutilisées. Les données fiscales indiquent que les déductions inutilisées augmentent depuis 1991. Cette année-là, environ 29 % des 46,7 milliards de dollars disponibles ont été utilisés par les déclarants, ce qui laissait des déductions inutilisées de 33,3 milliards de dollars (tableau 3). En 1997, environ 12 % des 200,4 milliards de dollars disponibles avaient été utilisés, ce qui laissait 176,4 milliards de dollars en déductions inutilisées. Autrement dit, au lieu de diminuer, les déductions inutilisées ont augmenté, passant de 71 % des déductions disponibles en 1991 à 88 % en 1997. Par contre, l'augmentation n'a pas été équilibrée—visiblement plus rapide au cours des années qui ont suivi immédiatement l'entrée en vigueur de la Loi et beaucoup plus lente depuis.

Il n'est d'ailleurs pas surprenant de constater que les déductions inutilisées sont en croissance continue. L'augmentation annuelle dépasse les répercussions combinées de la croissance du nombre de cotisants et des cotisations moyennes à des REER. Seulement une petite proportion des déclarants qui ont droit à des déductions au titre des REER utilise habituellement (presque) toutes les sommes permises. En 1997, par

Tableau 3 : Déductions normales au titre des REER : utilisées et inutilisées

	Déductions	Cotisations	Déductions inutilisées Somme	Déductions inutilisées Ratio
	milliards de $*			%
1991	46,7	13,5	33,3	71,2
1992	78,5	14,6	63,9	81,4
1993	108,1	16,7	91,4	84,5
1994	137,0	18,4	118,6	86,5
1995	163,6	21,0	142,5	87,1
1996	186,7	23,5	163,2	87,4
1997**	200,4	24,1	176,4	88,0

Source : Fichier des FE/REER
* *En dollars constants de 1997.*
** *Les données de 1997 excluent les déclarants retardataires.*

Le rapport retrait/cotisation en baisse

L'analyse qui suit sur les rapports entre les retraits et les cotisations porte sur les personnes âgées de 25 à 64 ans seulement, étant donné que les habitudes de cotisation des déclarants âgés de moins de 25 ans ou de plus de 64 ans sont sensiblement différentes. Les cotisations ou les retraits à des REER sont généralement faibles chez les jeunes. De même, la plupart des personnes de plus de 64 ans sont à la retraite. Dans la présente étude,

Les taux de participation varient

Les taux de participation à des REER, tant chez les hommes que chez les femmes, ont augmenté entre 1991 et 1997, le taux pour les hommes dépassant de façon constante celui pour les femmes. En 1997, quelque 39,1 % des déclarants de sexe masculin admissibles ont cotisé à des REER, comparativement à 33,5 % des déclarantes.

De façon générale, les taux de participation augmentent jusqu'à l'âge de 54 ans, puis diminuent. Au cours de cette période, les taux pour tous les groupes d'âge de moins de 55 ans ont eu tendance à augmenter, tandis que ceux pour les déclarants plus âgés ont diminué. Il en a résulté qu'en 1997 le taux pour les jeunes (16,5 %) a dépassé celui des déclarants de 65 ans ou plus (11,9 %). En 1991, le taux pour les jeunes s'était établi à 9,9 %, soit moins de la moitié du taux pour les personnes de 65 ans et plus (23,4 %).

En outre, les taux de participation ont tendance à augmenter en rapport avec le revenu. Par exemple, en 1997, seulement un déclarant admissible sur 20 avec un revenu annuel inférieur à 10 000 $ a cotisé à des REER, comparativement à 18 sur 20 pour ceux dont le revenu était d'au moins 80 000 $. Le taux de participation pour chacun des divers groupes de revenu au cours de cette période a toutefois enregistré une tendance à la hausse.

Taux de participation à des REER, 1991 à 1997*

Source : Fichier des FE/REER

* *Les taux de 1997 excluent les déclarants retardataires.*

** *En dollars constants de 1997.*

les retraits sont des prestations en espèces, des prestations de retraite (négligeables pour les personnes de moins de 65 ans) et les manques à gagner du régime d'accession à la propriété (RAP) (c'est-à-dire les retraits du RAP qui n'ont pas été remboursés).

Au cours de la période de 1993 à 1997, les cotisations par des personnes âgées de 25 à 64 ans ont augmenté chaque année, passant de 15,9 milliards de dollars à 22,8 milliards de dollars (tableau 4)[5]. Les retraits annuels ont augmenté entre 1993 et 1996 (passant de 4,0 milliards de dollars à 5,2 milliards de dollars). Les données préliminaires de 1997 ont indiqué 4,9 milliards de dollars.

Le rapport retrait/cotisation de ce groupe d'âge a augmenté légèrement entre 1993 et 1994, mais a enregistré des baisses consécutives importantes depuis,

Tableau 4 : Le ratio de retraits/cotisations pour les déclarants âgés de 25 à 64 ans, 1993 à 1997

	Cotisations	Retraits	
		Somme	Ratio
	milliards de $*		%
1993	15,9	4,0	25,3
1994	17,5	4,5	25,5
1995	20,0	4,9	24,4
1996	22,3	5,2	23,4
1997**	22,8	4,9	21,5

Source : Fichier des FE/REER
* *En dollars constants de 1997.*
** *Les données de 1997 excluent les déclarants retardataires.*

passant de 25,5 % en 1994 à 21,5 % en 1997. Cette année-là, pour chaque tranche de cinq dollars versée aux REER par des personnes âgées de 25 à 64 ans, un dollar était retiré, comparativement à environ un dollar pour chaque tranche de 4 dollars cotisé en 1993.

Résumé

La conséquence immédiate de la législation de 1990 sur les REER semble avoir été importante. Par exemple, bien que 1991 (l'année de l'application des changements législatifs) ait été une année de récession, l'accroissement du nombre de cotisants et de cotisations à des REER cette année là a fortement dépassé le nombre enregistré des années précédant 1990. De 1991 à 1997, coïncidant avec des améliorations dans l'économie et dans le marché du travail, plusieurs indicateurs des REER, tels le taux de participation, le nombre de cotisants, la moyenne des cotisations et le total des cotisations, ont enregistré une croissance soutenue bien que plus lente pour quelques-uns de ceux-ci vers la fin de la période. Par contraste, le ratio des retraits/cotisations a maintenu sa tendance à la baisse après 1994.

Perspective

Notes

1 La baisse de 1990 était en partie le résultat du rejet cette année là, des transferts de revenu de pension à des REER du particulier.

2 Les données de 1997 sont préliminaires. Elles excluent les déclarants retardataires (environ 3 % par le passé). L'inclusion des données pour les déclarants retardataires aurait certainement eu un effet de hausse sur le nombre de déclarants et sur le total de cotisations de 1997, mais l'effet

Cotisations moyennes

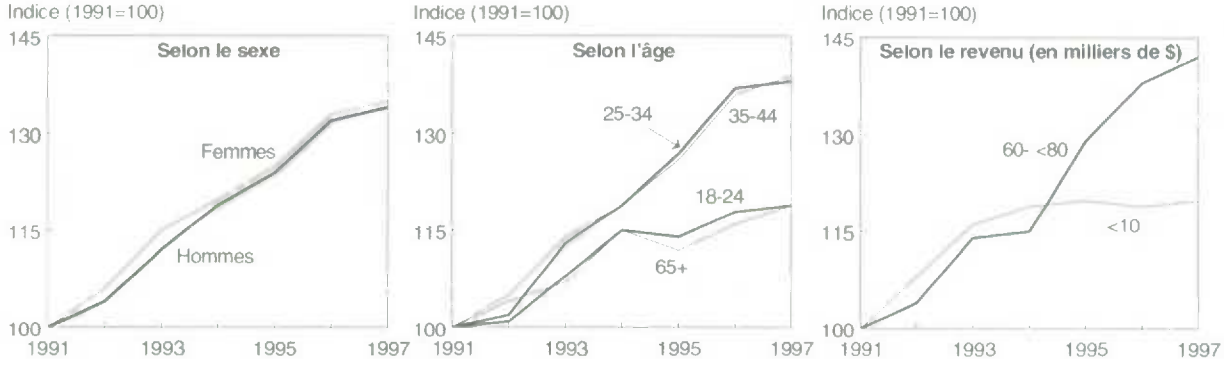
Les cotisations moyennes à des REER entre 1991 et 1997 ont augmenté pour les deux sexes, quoique celles des hommes (conformes à leurs gains moyens supérieurs) ont constamment dépassé celles des femmes. En 1997, le cotisant moyen de sexe masculin a versé environ 4 500 $ dans des REER, comparativement à 3 200 $ pour les femmes (tableau). Cependant, la croissance de la cotisation moyenne chez les femmes au cours de la période a légèrement dépassé celle des hommes, allant de paire avec les améliorations aux rapports des salaires entre les hommes et les femmes.

Les cotisations moyennes augmentent avec l'âge. Par exemple, en 1997, la cotisation moyenne est passée de 1 600 $ chez les jeunes cotisants de moins de 25 ans à 4 400 $ chez ceux de 65 ans ou plus. La cotisation moyenne pour chaque groupe d'âge a augmenté au cours de la période, la plus grande croissance étant enregistrée dans le groupe d'âge des 25 à 44 ans (un peu moins de 40 %), et la plus faible chez les jeunes et les personnes âgées (65 ans et plus), chaque groupe ayant un taux de croissance de 19 %.

Les cotisations moyennes augmentent également avec le revenu. Par exemple, en 1997, la moyenne pour les déclarants qui avaient un revenu inférieur à 10 000 $ était de 1 100 $, comparativement à 9 600 $ pour les déclarants dont le revenu était d'au moins 80 000 $. Le plus fort taux de croissance des cotisations moyennes a été enregistré par les déclarants dont le revenu s'établissait entre 60 000 $ et moins de 80 000 $ (42 %), et le plus faible (20 %), par les déclarants qui avaient des revenus de moins de 10 000 $.

Cotisations moyennes (fin)

Accroissement dans la moyenne des cotisations à des REER, 1991 à 1997



Cotisations moyennes* selon le sexe, l'âge et le revenu*

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997 **
				$			
Total	**3 005**	**3 072**	**3 318**	**3 495**	**3 649**	**3 869**	**3 936**
Sexe							
Hommes	3 363	3 494	3 767	3 987	4 171	4 428	4 515
Femmes	2 373	2 506	2 726	2 846	2 962	3 147	3 196
Âge							
18 à 24	1 375	1 390	1 481	1 580	1 572	1 620	1 631
25 à 34	2 410	2 465	2 722	2 880	3 065	3 312	3 334
35 à 44	3 036	3 184	3 465	3 625	3 821	4 123	4 209
45 à 54	3 323	3 484	3 709	3 922	4 086	4 307	4 378
55 à 64	3 452	3 613	3 852	4 021	4 147	4 247	4 369
65 et plus	3 715	3 873	3 990	4 290	4 177	4 320	4 405
Revenu							
Moins de 10 000 $	918	991	1 063	1 088	1 098	1 092	1 101
10 000 $ à 19 999 $	1 428	1 485	1 616	1 654	1 723	1 776	1 758
20 000 $ à 29 999 $	1 829	1 905	2 044	2 096	2 256	2 391	2 366
30 000 $ à 39 999 $	2 361	2 410	2 636	2 673	2 929	3 150	3 164
40 000 $ à 59 999 $	3 052	3 181	3 468	3 496	3 831	4 189	4 255
60 000 $ à 79 999 $	4 155	4 333	4 749	4 790	5 359	5 754	5 906
80 000 $ ou plus	6 871	7 344	7 953	7 613	9 012	9 429	9 572

Source : Fichier des FE/REER
* *En dollars constants de 1997.*
** *Les données de 1997 excluent les déclarants retardataires.*

de l'admissibilité et de la participation aux REER sur la moyenne de cotisation est aléatoire.

3 Parmi les 5 % des travailleurs autonomes et des employés non admissibles se trouvent ceux dont les facteurs d'équivalence peuvent avoir dépassé les droits de cotisation au titre des REER.

La définition des termes «employés» et «travailleurs autonomes» était restrictive dans l'étude Akyeampong. Les employés étaient décrits comme des déclarants dont la principale source de revenu brut était les salaires et les traitements, et ceux qui ont indiqué n'avoir retiré aucun revenu d'un travail indépendant. En 1996, le nombre de ces personnes s'élevait à 11,2 millions. Pour leur part, les travailleurs

autonomes étaient des déclarants dont la principale source de revenu brut provenait d'un travail indépendant, et qui ont indiqué n'avoir reçu aucun salaire ou traitement cette année-là. Leur nombre s'élevait à 1,1 million. Pour ce qui est des autres déclarants, soit 8,5 millions, le principal revenu brut provenait de sources jugées non admissibles aux REER, par exemple, des transferts gouvernementaux ou un revenu de pension. Un peu plus de la moitié de ces 8,5 millions de déclarants ont aussi retiré un revenu d'emploi en 1996, ce qui les rendait admissibles à des cotisations à des REER cette année-là. Ces 8,5 millions de déclarants comptaient ceux qui ont produit des déclarations de revenu uniquement pour obtenir les crédits d'impôt remboursables.

4 Les chiffres de 1997 pourraient être sujets à changements une fois les déclarations traitées.

5 Le fichier des FE/REER ne comprend pas de données des années antérieures.

Documents consultés

AKYEAMPONG, E.B. «Épargne-retraite : les REER et les RPA», *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 11, n° 2, Statistique Canada, Ottawa, été 1999, p. 23-30.

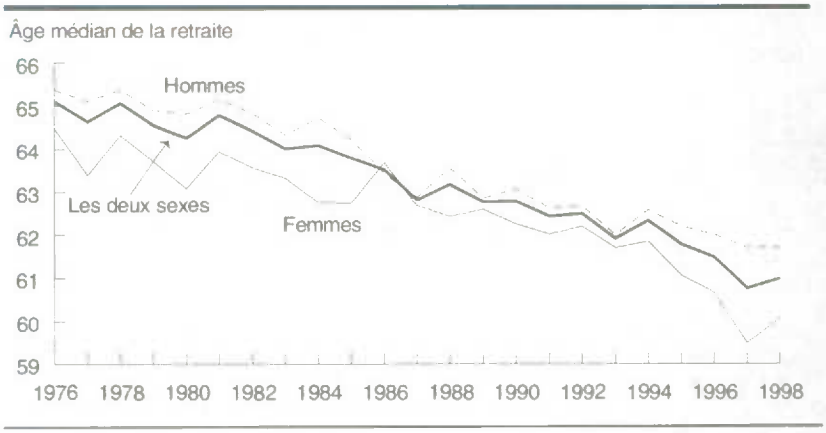
FRENKEN, H. «REER et Régime d'accession à la propriété», *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, vol. 10, n° 2, été 1998, p. 41-44.

STATISTIQUE CANADA. *Épargne-retraite au moyen des RPA et REER, 1991-1997*, n° 74F0002XIB au catalogue. Ottawa, 1999.

En parlant de retraite...

L'âge médian de la retraite a chuté pendant plus de deux décennies. En 1998, la médiane a augmenté légèrement pour la première fois depuis 1994. La question de savoir si 1998 annonce le début d'une nouvelle tendance ou encore une déviation passagère dans le modèle à long terme reste à voir.

À titre d'explication de la méthode utilisée pour puiser l'information sur l'âge de la retraite, voir l'article de Dave Gower dans le numéro de l'été 1997 de *Perspective*.



Source : Enquête sur la population active

Perspective

Le revenu d'emploi des avocats

Abdul Rashid

Le revenu d'emploi moyen était de 26 500 $ en 1995. Il a largement varié d'une profession à une autre, de 4 300 $ chez les officiers de sports et les arbitres à 120 600 $ pour les juges (Statistique Canada, 1999). Certaines professions ont maintenu, de façon uniforme, un rang élevé dans l'échelle des revenus[1]. Cet article s'attarde au profil démographique et au portrait du revenu d'emploi d'un groupe, celui des avocats (voir également Rashid, 1999).

Caractéristiques démographiques

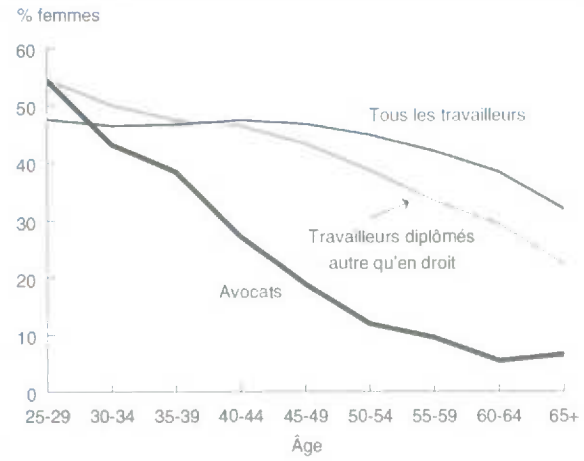
Avocates plus jeunes

En 1995, quelque 12 147 500 personnes âgées de 25 ans et plus[2] travaillaient et touchaient un revenu d'emploi. Près de la moitié d'entre elles (46 %) étaient des femmes. Par contraste, seulement 30 % des 57 700 avocats canadiens étaient de sexe féminin (tableau 1).

Dans l'ensemble, l'âge des hommes et celui des femmes au travail étaient semblables. L'âge médian des hommes au travail (41,2 ans) différait de moins d'un an de celui des femmes au travail (40,5 ans). Par opposition, les femmes du milieu juridique étaient considérablement plus jeunes que les hommes. Leur âge médian (36,1 ans) était au delà de 7 ans de moins que celui des hommes avocats (43,4 ans). Elles représentaient plus de la moitié de tous les avocats du plus jeune groupe âgés de 25 à 29 ans, et seulement 10 % de celui des 50 ans et plus (graphique A).

Deux principaux facteurs expliquent ces différences selon le sexe et l'âge. La participation des femmes à la population active a brusquement pris de l'ampleur au cours des années 60, pour éventuellement atteindre un rapport presqu'égal à la participation des hommes dans les groupes d'âge plus jeunes. Ce phénomène était accompagné d'une croissance rapide du nombre de femmes possédant un niveau d'instruction plus élevé, leur permettant d'obtenir un plus grand nombre de postes mieux rémunérés. Toutefois, les hommes ont continué d'être majoritaires dans les groupes d'avocats les plus âgés. En 1996, la proportion de femmes avocates âgées de moins de 35 ans (45 %) atteignait le double de celle des hommes avocats (22 %). Par opposition, seulement 6 % des femmes du domaine juridique étaient âgées d'au moins 50 ans, comparativement à 24 % des hommes de cette même profession.

Graphique A : En 1995, plus de la moitié des avocats plus jeunes étaient des femmes.



Source : Recencement du Canada, 1996

Régime de travail des avocats plus intensif

Comparativement à 78 % de l'ensemble des travailleurs de 25 ans et plus, 90 % des avocats ont travaillé pendant au moins 40 semaines en 1995 (tableau 1). De plus, peu importe le nombre de semaines de travail, 95 % des avocats travaillaient surtout à temps plein, comparativement à 83 % pour l'ensemble des travailleurs.

Abdul Rashid est au service de la Division de la statistique du revenu. On peut communiquer avec lui au (613) 951-6897 ou à rashabd@statcan.ca.

Tableau 1 : Avocats et autres travailleurs, selon certaines caractéristiques, 1995

	Ensemble des travailleurs			Avocats			Autres diplômés universitaires			Toutes les autres personnes		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
		milliers						milliers			milliers	
Total	**12 148**	**6 588**	**5 560**	**57 680**	**40 175**	**17 505**	**2 285**	**1 237**	**1 048**	**9 805**	**5 311**	**4 494**
Âge												
25 à 29	1 650	865	785	6 550	2 990	3 555	383	174	209	1 260	688	572
30 à 34	2 005	1 072	933	10 020	5 690	4 330	397	198	198	1 599	868	731
35 à 39	2 080	1 109	971	9 975	6 150	3 830	370	194	176	1 700	908	791
40 à 44	1 914	1 005	909	10 920	7 950	2 965	360	192	167	1 544	805	739
45 à 49	1 709	909	800	9 535	7 730	1 805	342	194	148	1 358	708	650
50 à 54	1 231	678	553	4 900	4 310	590	219	134	85	1 007	540	467
55 à 59	813	472	341	2 400	2 170	230	115	77	39	695	393	302
60 à 64	471	290	181	1 645	1 550	90	57	40	17	412	248	164
65 et plus	275	187	88	1 730	1 615	115	42	33	9	231	152	78
		années			années			années			années	
Âge médian	**40,9**	**41,2**	**40,5**	**41,0**	**43,4**	**36,1**	**39,9**	**41,3**	**38,3**	**41,1**	**41,1**	**41,0**
Moyenne d'années d'éducation	**13**	**13**	**13**	**19**	**19**	**19**	**18**	**18**	**18**	**12**	**12**	**12**
		'000						'000			'000	
Type de travailleur												
Rémunéré	10 454	5 457	4 997	26 340	15 075	11 270	1 966	1 023	943	8 462	4 419	4 043
Indépendant	1 650	1 122	528	31 330	25 095	6 230	315	214	102	1 303	884	420
Semaines travaillées												
1 à 13	635	287	349	810	430	385	93	42	51	542	245	297
14 à 26	1 082	537	544	2 465	1 160	1 305	164	71	93	915	465	450
27 à 39	898	472	426	2 225	1 115	1 110	150	62	87	746	408	337
40 à 52	9 533	5 293	4 241	52 175	37 470	14 705	1 878	1 062	816	7 603	4 193	3 410
Intensité du travail												
Majoritairement à temps plein	10 091	6 040	4 052	54 815	38 695	16 120	1 936	1 131	805	8 100	4 869	3 231
Majoritairement à temps partiel	2 056	548	1 508	2 860	1 475	1 385	348	106	243	1 705	441	1 264
		heures			heures			heures			heures	
Moyenne d'heures annuelles	**1 609**	**1 805**	**1 377**	**2 198**	**2 308**	**1 945**	**1 736**	**1 934**	**1 502**	**1 576**	**1 771**	**1 346**

Source : Recensement du Canada, 1996

Les hommes et les femmes avaient un régime de travail considérablement différent. Parmi tous les travailleurs, 76 % des femmes ont travaillé pendant 40 semaines ou plus, comparativement à 80 % des hommes. La proportion respective parmi les personnes du milieu juridique était de 84 % et de 93 %. La proportion globale de femmes travaillant surtout à temps partiel en 1995 était plus de trois fois plus élevée que celle des hommes (27 % contre 8 %). Un écart semblable existait chez les avocats (8 % contre 4 %). Dans l'ensemble, 77 % de tous les hommes au travail et 60 % de toutes les femmes gagnant leur vie travaillaient pendant au moins 40 semaines, principalement à temps plein. La proportion chez les avocats était respectivement de 91 % et de 79 %.

En moyenne, le nombre d'heures de travail a été de 1 805 pour les hommes en 1995, soit environ 31 % de plus d'heures que pour les femmes (1 377)[3]. La moyenne annuelle des heures de travail des avocats a

été beaucoup plus élevée. On comptait près de 2 308 heures de travail chez les hommes avocats, soit environ 28 % de plus que la moyenne observée pour l'ensemble des hommes au travail. De même, on comptait plus de 1 945 heures de travail parmi les femmes avocates, 41 % de plus que la moyenne constatée pour l'ensemble des femmes au travail. Ainsi, l'écart des heures annuelles entre les hommes et les femmes était plus faible parmi les avocats que chez les travailleurs en général. Le régime de travail des diplômés universitaires dans un domaine autre que le droit était moins intense que celui des avocats, mais il dépassait lui aussi la moyenne globale.

Plus d'avocats travailleurs indépendants

Dans l'ensemble, 14 % de tous les travailleurs de 25 ans et plus étaient indépendants[4] tandis que 86 % étaient des employés (tableau 1). Le taux du travail indépendant était plus élevé chez les hommes (17 %) que chez les femmes (9 %). Par contre, plus de la moitié des avocats (54 %) étaient indépendants : près des deux tiers des hommes et un peu plus du tiers des femmes.

Revenu d'emploi

Le revenu d'emploi moyen de l'ensemble des personnes de 25 ans et plus au travail a été porté à 30 600 $ en 1995 (tableau 2). À 75 200 $, celui des avocats a atteint près de 146 % de plus que la moyenne globale

Tableau 2 : Gains moyens des avocats et des autres travailleurs, selon certaines caractéristiques, 1995

	Ensemble des travailleurs			Avocats			Autres diplômés universitaires			Toutes les autres personnes		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
		$			$			$			$	
Total	**30 600**	**36 800**	**23 200**	**75 200**	**85 100**	**52 600**	**44 000**	**52 700**	**33 900**	**27 200**	**32 700**	**20 600**
Âge												
25 à 29	21 700	24 400	18 700	29 700	31 300	28 400	24 800	27 000	23 000	20 700	23 700	17 100
30 à 34	27 500	32 200	22 100	50 400	54 400	45 200	36 900	42 600	31 200	25 000	29 700	19 500
35 à 39	31 200	37 700	23 900	75 200	83 200	62 400	45 100	54 000	35 300	27 900	33 900	21 100
40 à 44	33 700	41 100	25 500	86 600	94 400	65 400	49 900	59 900	38 400	29 500	36 100	22 400
45 à 49	35 500	43 600	26 400	98 900	104 800	73 800	53 200	62 300	41 200	30 600	37 800	22 900
50 à 54	35 800	44 400	25 200	102 800	109 200	55 600	57 200	67 100	41 600	30 800	38 200	22 300
55 à 59	32 500	39 800	22 400	92 700	96 200	59 600	56 100	64 800	38 700	28 400	34 600	20 300
60 à 64	29 100	35 000	19 600	85 100	87 800	37 600	52 300	60 300	33 100	25 700	30 600	18 300
65 et plus	22 400	26 100	14 500	76 600	77 100	69 600	40 600	45 800	22 600	18 600	21 300	13 400
Type de travailleur												
Rémunéré	30 700	37 200	23 700	61 500	70 500	49 400	43 200	51 500	34 200	27 800	33 800	21 100
Indépendant	30 000	34 800	19 900	86 800	93 800	58 200	49 600	58 200	31 500	23 900	27 400	16 600
Semaines travaillées												
1 à 13	7 000	9 000	5 300	14 100	15 400	12 600	8 100	10 000	6 700	6 800	8 900	5 000
14 à 26	13 200	15 900	10 600	22 700	23 700	21 800	16 000	18 000	14 400	12 700	15 500	9 800
27 à 39	19 100	22 700	15 200	32 000	37 700	26 200	23 300	26 100	21 200	18 300	22 100	13 600
40 à 52	35 200	41 700	27 100	80 500	89 200	58 300	49 900	58 200	39 200	31 300	37 000	24 100
Intensité du travail												
Majoritairement à temps plein	34 300	38 900	27 300	77 600	87 100	54 900	49 100	56 100	39 300	30 400	34 600	24 200
Majoritairement à temps partiel	12 500	13 000	12 300	28 600	31 600	25 500	15 800	15 400	16 000	11 800	12 400	11 600
Gains horaires	**19,00**	**20,38**	**16,87**	**34,22**	**36,86**	**27,02**	**25,38**	**27,24**	**22,56**	**17,24**	**18,47**	**15,34**

Source : Recensement du Canada, 1996

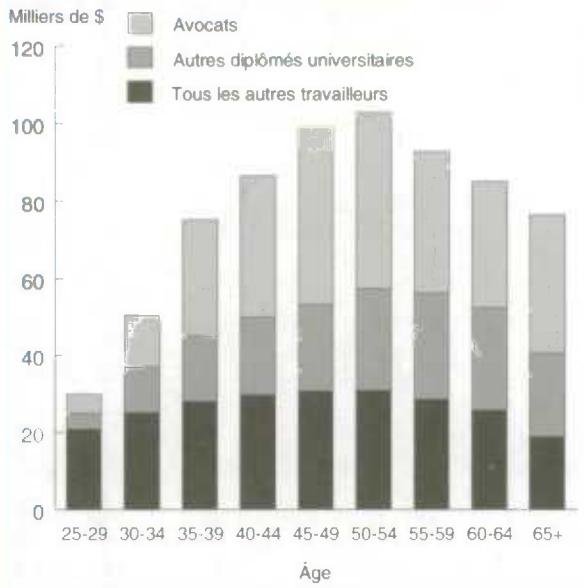
et représentait 71 % de plus que celui des autres diplômés universitaires[5] (44 000 $).

Les gains atteignent un maximun entre l'âge de 50 et 54 ans

En général, les jeunes travailleurs débutent par un poste dont le salaire est relativement faible. À mesure que l'expérience et la formation d'emploi prennent de l'ampleur, les gains augmentent et atteignent un maximum. En 1995, les travailleurs âgés de 25 à 29 ans ont gagné en moyenne 21 700 $, soit 71 % du chiffre global, et ceux âgés de 30 à 34 ans ont touché 27 500 $ (90 %). Les gains moyens ont atteint leur maximum à 35 800 $ pour le groupe des 50 à 54 ans.

Les gains des avocats ont suivis globalement cette formule, avec un maximum plus prononcé cependant (graphique B). Les jeunes avocats âgés de 25 à 29 ans ont gagné 29 700 $, montant considérablement inférieur à la moyenne pour cette profession. Les gains relativement faibles de ces jeunes avocats (et ceux des autres diplômés universitaires) peuvent refléter leur arrivée tardive sur le marché du travail. En moyenne, les travailleurs de 25 ans et plus possédaient 13 années de scolarité, comparativement à 19 années pour les avocats et à 18 années pour les autres diplômés universitaires.

Graphique B : Les gains moyens des avocats ont augmenté plus rapidement que ceux des autres travailleurs.



Source : Recensement du Canada, 1996

Tandis que la différence globale des gains moyens entre le plus jeune groupe (les 25 à 29 ans) et le groupe d'âge suivant (les 30 à 34 ans) était de 27 %, elle était de 49 % chez les diplômés universitaires autres qu'en droit et de 69 % chez les avocats. Dans le groupe d'âge suivant (les 35 à 39 ans), l'écart était de 13 % chez l'ensemble des travailleurs, de 22 % pour les autres diplômés et de 49 % pour les avocats. Ce phénomène donnait lieu à un écart plus grand selon l'âge quant au revenu d'emploi des avocats et des autres diplômés universitaires[6].

Étroite relation entre les gains et le travail

En 1995, les personnes âgées de 25 ans et plus qui ont travaillé pendant moins de 14 semaines ont gagné en moyenne 7 000 $—soit seulement 20 % du montant touché par les personnes qui ont travaillé pendant au moins 40 semaines (35 200 $). La différence a été semblable dans le cas des avocats (17 %) et des autres personnes possédant un diplôme universitaire (16 %). La situation s'est maintenue pour les hommes et les femmes. Peu importe le nombre de semaines de travail, les personnes qui ont travaillé surtout à temps partiel ont gagné 12 500 $, soit seulement 37 % du montant touché par les gens qui ont travaillé principalement à temps plein (34 300 $). On a observé des différences semblables pour les avocats (37 %) et pour tous les autres diplômés universitaires (32 %).

La répartition des hommes et celle des femmes travaillant à temps plein selon le nombre de semaines travaillées étaient pratiquement identiques. Pour ce qui est des travailleurs à temps partiel, cependant, les femmes travaillaient, de manière significative, pendant plus de semaines que les hommes : 59 % travaillaient pendant au moins 40 semaines, comparativement à 45 % des hommes. Par conséquent, alors que les gains moyens des hommes travaillant à temps plein étaient de 43 % plus élevés que ceux de leurs homologues féminins, la moyenne des gains des travailleurs à temps partiel différait de moins de 6 %. Dans le même ordre d'idées, parmi les gens du milieu juridique, les hommes travaillant à temps plein (87 100 $) ont gagné 59 % de plus que les femmes (54 900 $) cet écart n'étant toutefois que de 24 % plus grand quant au travail à temps partiel.

Tandis que la moyenne des gains *annuels* des avocats a dépassé la moyenne globale de 146 % en 1995, leurs gains *horaires* étaient plus élevés de 80 % (voir *Notes et*

définitions). De même, relativement aux autres diplômés universitaires, les avocats ont en moyenne gagné 71 % de plus par année, mais 35 % de plus par heure. On estime que le plus grand nombre d'heures de travail chez les avocats rend compte de 25 % de la différence entre leurs gains moyens annuels et ceux de l'ensemble des travailleurs.

Gains inférieurs pour les femmes

En général, les gains moyens annuels des femmes en 1995 ont représenté 63 % de ceux des hommes[7]. Cela reste vrai pour différents groupes. Les femmes du domaine juridique ont gagné, en moyenne, 62 % du montant touché par les hommes avocats; les autres femmes possédant un diplôme universitaire ont gagné 64 % de ce que touchaient leurs pairs masculins. L'âge et le régime de travail expliquent largement l'écart de gains des avocats et des autres diplômés universitaires observé selon le sexe.

Bien que les femmes aient représenté 46 % de tous les travailleurs, elles formaient une proportion relativement petite quant aux travailleurs faisant partie du groupe de la préretraite et ayant un revenu inférieur. Ceci a eu un effet quelque peu positif sur la moyenne totale de leur revenu d'emploi (tableau 3).

Tableau 3 : Gains des femmes normalisés selon différents effets, 1995

		Ensemble des travailleurs	Avocats	Autres diplômés	Toutes les autres personnes
				$	
Gains réels des femmes		**23 200**	**52 600**	**33 900**	**20 600**
Gains réels des hommes		**36 800**	**85 100**	**52 700**	**32 700**
Gains moyens des femmes normalisé selon					
Âge	$\Sigma(PAm_i \cdot YAf_j)$	23 100	58 700	34 800	20 500
Semaines travaillées	$\Sigma(PWm_i \cdot YWf_j)$	24 000	55 900	35 700	21 200
Temps plein/ temps partiel	$\Sigma(PFm_i \cdot YFf_j)$	26 000	53 800	37 300	23 100
Semaines et durée	$\Sigma(PWFm_i \cdot YWFf_j)$	26 100	56 900	38 200	23 100
Âge, semaines et durée	$\Sigma(PAWFm_i \cdot YAWFf_j)$	**26 400**	**62 100**	**39 300**	**23 000**
Rapport des gains femmes–hommes				%	
Réel		63,0	61,8	64,3	63,0
Normalisé		71,7	73,0	74,6	70,3

Source : Recensement du Canada, 1996

P = Proportion des hommes de la catégorie i
Y = Moyenne des gains des femmes de la catégorie j
A = Groupe d'âge
W = Semaines travaillées en 1995
F = Travailleurs à temps plein et à temps partiel
m_i = Hommes d'une catégorie d'âge / de semaines / de travail
f_j = Femmes d'une catégorie d'âge / de semaines / de travail

Tous les autres points étant identiques, si la répartition selon l'âge des femmes avait été pareille à celle des hommes, la moyenne de leur revenu d'emploi aurait été légèrement plus petite (0,6 %).

Exception faite pour deux groupes d'âge (50 à 54 ans et 60 à 64 ans), les avocats ont manifesté des ratios de gains plus élevés que la moyenne dans tous les groupes d'âge. En fait, les femmes avocates du groupe d'âge le plus jeune (les 25 à 29 ans) ont touché environ 91 % du montant gagné par les hommes avocats. Toutefois, en raison de la récente présence élevée des femmes chez les travailleurs formés à l'université, elles se retrouvent dans les plus jeunes groupes, touchant de faibles gains. Ainsi, les hommes représentent une plus grande proportion dans les groupes de revenu élevé. Ceci a créé un effet négatif sur le revenu moyen global des femmes. Tous les autres points étant identiques, si les femmes du domaine juridique et les autres diplômées universitaires avaient eu la même répartition selon l'âge que leurs pairs masculins, leur revenu moyen en 1995 aurait été plus élevé de 12 % et de 3 %, respectivement.

La différence des gains selon le sexe est en partie due au régime de travail. Dans l'ensemble, les femmes travaillaient pendant un peu moins de semaines, mais plusieurs d'entre elles étaient surtout à temps partiel. Si elles avaient eu le même régime de travail que celui de leurs pairs masculins, leur revenu d'emploi moyen aurait été de 13 % plus élevé que leurs gains actuels. Dans le cas des avocats, l'effet a été moins marqué (8 %), compte tenu du régime de travail semblable des hommes et des femmes.

Tout bien considéré, si l'âge aussi bien que le régime de travail de l'ensemble des femmes de 25 ans et plus gagnant leur vie avaient été identiques à ceux des hommes en 1995, leurs gains moyens auraient été de 13 % plus élevés que leur revenu d'emploi actuel. Les gains moyens des femmes du milieu juridique auraient aussi été supérieurs de 18 % et ceux des autres femmes possédant un diplôme universitaire, de 16 %. Le ratio global des gains des femmes et des hommes aurait été de 72 %, celui des avocats, de 73 % et celui des autres diplômés universitaires, de 75 %.

Dans l'ensemble, comparativement à 63 % pour ce qui est du ratio des gains *annuels*, les gains *horaires* des femmes représentaient 83 % de ceux des hommes (tableau 4). Les données correspondantes pour les avocats étaient de 62 % et de 73 %, tandis qu'elles étaient de 64 % et de 83 % pour les autres diplômés universitaires. De plus, alors que les gains horaires moyens des femmes du domaine juridique âgées de moins de 35 ans atteignaient presque ceux de leurs pairs masculins, les ratios étaient grandement plus bas dans le groupe d'âge des 50 à 64 ans. Dans le même ordre d'idées, le revenu horaire moyen des autres femmes âgées de moins de 35 ans possédant un diplôme universitaire était semblable à celui de leurs pairs masculins. Dans l'ensemble, le peu d'heures annuelles des femmes représentait environ la moitié de la différence entre leur revenu moyen et celui des hommes[8]. Quant aux avocats, les heures annuelles représentaient environ 30 % de la différence.

Tableau 4 : Ratio des gains annuels et horaires femmes-hommes, 1995

	Ensemble des travailleurs		Avocats		Autres diplômés		Toutes les autres personnes	
	Annuels	Horaires	Annuels	Horaires	Annuels	Horaires	Annuels	Horaires
				%				
Tous les âges	**63,2**	**82,8**	**61,8**	**73,3**	**64,3**	**82,8**	**63,1**	**83,1**
25 à 29	76,6	97,6	90,7	94,7	85,0	99,9	72,1	94,9
30 à 34	68,6	95,0	83,0	103,0	73,3	100,3	65,6	91,5
35 à 39	63,4	86,1	75,0	95,0	65,4	91,2	62,4	84,4
40 à 44	62,0	80,5	69,2	83,8	64,1	83,9	62,1	80,3
45 à 49	60,6	77,4	70,4	81,1	66,1	81,5	60,7	77,7
50 à 54	56,9	73,9	50,9	58,7	61,9	77,3	58,3	75,7
55 à 59	56,3	74,6	61,9	61,7	59,6	74,9	58,7	77,9
60 à 64	56,1	77,2	42,8	52,8	54,8	76,4	59,7	81,5
65 et plus	55,5	82,1	90,3	105,0	49,3	67,5	63,0	94,0

Source : Recensement du Canada, 1996

Répartition des gains

Environ 37 % de toutes les personnes âgées de 25 ans et plus qui travaillaient en 1995 ont déclaré des gains totaux de moins de 20 000 $, (tableau 5). Seulement une personne sur dix gagnait 60 000 $ ou plus. Les travailleurs possédant un diplôme universitaire autre qu'en droit étaient moins nombreux au bas de l'échelle salariale. Un quart (24 %) d'entre eux ont gagné moins de 20 000 $ en 1995 et 2 sur 10 ont touché au moins 60 000 $. Seulement 5 % ont déclaré des gains de 100 000 $ ou plus.

Par ailleurs, moins de 15 % des avocats ont rapporté des gains inférieurs à 20 000 $. Presque la moitié (49 %) gagnaient au moins 60 000 $. Quelque 23 % de tous les avocats ont gagné au moins 100 000 $ en 1995, tandis que près de 4 % ont déclaré des gains de 250 000 $ ou plus.

Dans l'ensemble, les gains moyens des travailleurs indépendants (30 000 $) ont été inférieurs de 2 % à ceux des travailleurs rémunérés (30 700 $). Par contraste, les gains moyens des avocats indépendants (86 800 $) étaient de 41 % plus élevés que ceux de leurs pairs rémunérés (61 500 $). La situation des travailleurs possédant un diplôme autre qu'en droit était similaire quoiqu'un peu moins prononcée. Dans leur cas, les gains moyens des travailleurs indépendants (49 600 $) étaient d'environ 15 % plus élevés que ceux des travailleurs rémunérés (43 200 $).

En général, le travail indépendant a rapporté aux hommes un revenu de 7 % de moins que celui des hommes rémunérés, tandis que le travail indépendant chez les femmes a donné 16 % de moins que le revenu des femmes rémunérées. Dans le cas des avocats, le revenu d'emploi des travailleurs indépendants était grandement supérieur pour les hommes (33 %) ainsi que pour les femmes (18 %).

La proportion de travailleurs indépendants était supérieure à la moyenne dans les deux groupes à revenus les plus bas[9]. Elle a déclinée jusqu'à ce que les gains attei-

Tableau 5 : Distribution des travailleurs par revenu d'emploi et catégorie de travailleur, 1995

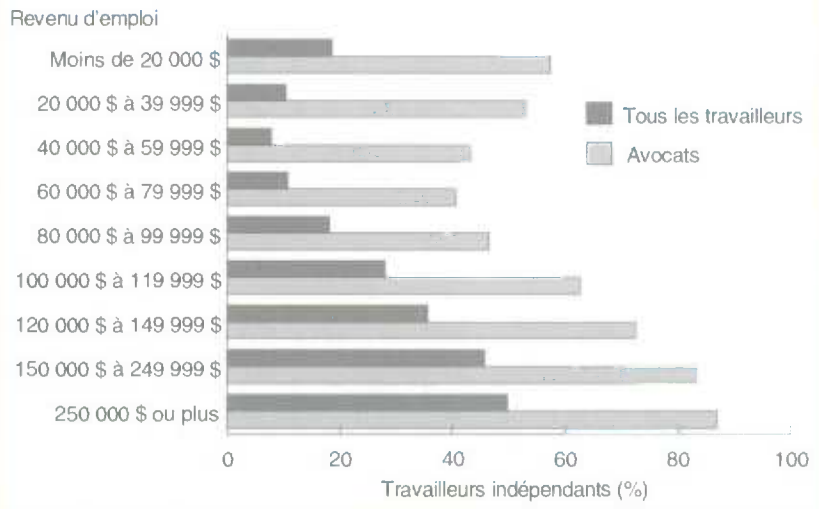
	Ensemble des travailleurs			Avocats			Autres diplômés universitaires		
	Total	Rémunérés	Indépendants	Total	Rémunérés	Indépendants	Total	Rémunérés	Indépendants
		%			%			%	
Total	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**
Moins de 10 000 $	19,1	17,2	29,5	6,5	5,7	7,2	13,0	11,5	22,0
10 000 $ à 19 999 $	18,0	17,5	21,1	8,1	7,9	8,2	11,4	10,8	14,9
20 000 $ à 29 999 $	19,0	19,5	16,2	8,9	8,8	9,0	12,4	12,4	12,1
30 000 $ à 39 999 $	16,4	17,3	11,0	9,2	9,7	8,8	14,0	14,7	10,0
40 000 $ à 49 999 $	11,0	11,7	6,3	9,6	11,5	7,9	14,1	15,2	7,4
50 000 $ à 59 999 $	7,2	7,8	4,1	8,6	11,1	6,5	12,7	13,8	6,0
60 000 $ à 69 999 $	4,0	4,2	2,8	9,1	11,3	7,2	8,7	9,3	4,9
70 000 $ à 79 999 $	1,9	1,9	1,9	7,7	10,5	5,3	4,3	4,4	3,8
80 000 $ à 99 999 $	1,6	1,5	2,1	9,7	11,4	8,3	4,0	3,9	4,9
100 000 $ à 119 999 $	0,7	0,6	1,4	6,7	5,5	7,8	1,9	1,6	3,7
120 000 $ à 149 999 $	0,4	0,3	1,1	4,7	2,8	6,2	1,3	1,0	3,2
150 000 $ à 249 999 $	0,5	0,3	1,7	7,5	2,7	11,6	1,6	1,0	5,1
250 000 $ ou plus	0,1	0,1	0,6	3,6	1,0	5,8	0,6	0,6	1,8
Gains moyens ($)	**30 600**	**30 700**	**30 000**	**75 200**	**61 500**	**86 800**	**44 000**	**43 200**	**49 600**
Gains médians ($)	**26 800**	**27 800**	**19 700**	**58 900**	**55 700**	**63 200**	**39 400**	**40 400**	**30 900**
Coefficient de Gini	**0,4158**	**0,3879**	**0,5661**	**0,4540**	**0,3708**	**0,4871**	**0,4080**	**0,3729**	**0,5688**

Source : Recensement du Canada, 1996

gnent 60 000 $ et a ensuite commencé à croître brusquement (graphique C). Près de la moitié de tous les travailleurs rémunérés touchant 150 000 $ et plus étaient indépendants. La formule était semblable chez les avocats sauf que la proportion chez les travailleurs indépendants était beaucoup plus élevée à tous les niveaux sur l'échelle salariale. Plus de la moitié des avocats qui gagnaient moins de 40 000 $ en 1995 étaient travailleurs indépendants, tandis que quatre avocats sur cinq touchant 150 000 $ et plus travaillaient pour eux-mêmes.

L'effet de ces différences se reflète dans la distribution des gains chez les deux groupes (tableau 5). Les indépendants se faisaient plus nombreux dans les extrémités inférieure et supérieure dans la distribution des gains. D'un côté,

Graphique C : Sans tenir compte du niveau de revenu d'emploi, les avocats étaient plus susceptibles que la plupart des autres travailleurs d'être des travailleurs indépendants.



Source : Recensement du Canada, 1996

comparativement à environ un tiers pour les travailleurs rémunérés, la moitié des indépendants a touché des gains inférieurs à 20 000 $ en 1995. D'un autre côté, la proportion des indépendants a dépassé celle des travailleurs rémunérés se retrouvant dans les groupes rapportant des gains de 80 000 $ et plus. En comparaison à environ 1 % de tous les travailleurs rémunérés, près de 5 % des travailleurs indépendants gagnaient 100 000 $ et plus.

Dans le cas des avocats, le travail indépendant a créé un niveau de revenu considérablement plus élevé que chez les travailleurs rémunérés. Contrairement à 12 % des avocats travaillant à titre d'employé, 31 % des avocats indépendants touchaient au moins 100 000 $ en 1995. De plus, alors que seulement 1 % des avocats travaillant à titre d'employé touchaient au moins 250 000 $, quelque 6 % des avocats indépendants gagnaient la même somme. La situation des travailleurs possédant un diplôme autre qu'en droit était semblable : les indépendants étaient plus nombreux en haut et en bas de l'échelle de distribution.

Par conséquent, alors que les gains moyens des travailleurs indépendants étaient de 2 % inférieurs à ceux des travailleurs rémunérés, les gains médians étaient de 29 % plus bas (19 700 $ contre 27 800 $). Comparativement à la différence de 41 % quant aux gains moyens, les gains médians des avocats indépendants (63 200 $) étaient de 13 % plus élevés que ceux des travailleurs rémunérés (55 700 $). Les travailleurs indépendants possédant un diplôme universitaire autre qu'en droit avaient des gains moyens de 15 % plus élevés que ceux de leurs pairs travaillant à titre d'employés mais leurs gains médians étaient de 23 % plus bas (30 900 $ contre 40 400 $).

Ces données montrent clairement une inégalité de gains plus grande chez les travailleurs indépendants. Une mesure convenable afin d'estimer le degré d'inégalité est le coefficient de Gini. La valeur de ce coefficient oscille entre zéro et un, chiffres qui équivalent respectivement à l'égalité totale (tous les travailleurs touchent un montant égal) et une totale inégalité (un travailleur reçoit le montant entier).

Le coefficient de Gini du revenu d'emploi global était de 0,4158 en 1995. Le coefficient des travailleurs indépendants (0,5661) était supérieur à celui des employés (0,3879) de près de 18 points de pourcentage. Alors que le coefficient de Gini était plus élevé parmi les avocats (0,4540), la différence entre les indépendants (0,4871) et les employés (0,3708) était de 12 points de pourcentage. Les travailleurs indépendants possédant un diplôme autre qu'en droit montraient l'inégalité des gains la plus marquée avec un coefficient de 0,5688, ce qui représente environ 20 points de pourcentage de plus que leurs pairs travaillant à titre d'employés.

Changements au cours du temps

L'évolution de l'activité économique globale et celle des caractéristiques des travailleurs modifient le revenu de l'emploi.

Répartition de la population active, de 1970 à 1995

L'une des plus importantes modifications survenues au cours des dernières décennies réside dans la répartition selon le sexe de la population active (Rashid, 1993). Comme il a été mentionné, cette évolution est une fonction tant dans la participation croissante des femmes à la population active que dans leur niveau d'instruction accru. En 1970, les femmes représentaient 32 % de tous les travailleurs de 25 ans et plus (tableau 6). En 1995, leur proportion s'est élevée à 46 %.

Le nombre de personnes âgées de 25 ans et plus qui travaillaient et déclaraient un revenu d'emploi s'est accru de 33 % entre 1970 et 1980 et d'un autre 33 %

Tableau 6 : Nombre de travailleurs selon le sexe et l'éducation

		Ensemble des travailleurs	Avocats	Autres diplômés universitaires	Toutes les autres personnes
		milliers		milliers	milliers
1970	Les deux sexes	6 870	16 130	495	6 360
	Hommes	4 682	15 370	381	4 285
	Femmes	2 189	760	113	2 074
1980	Les deux sexes	9 105	33 245	1 140	7 932
	Hommes	5 516	28 415	748	4 740
	Femmes	3 589	4 825	392	3 192
1995	Les deux sexes	12 148	57 680	2 285	9 805
	Hommes	6 588	40 175	1 237	5 311
	Femmes	5 560	17 505	1 048	4 494

Source : Recensement du Canada, 1971, 1981, 1996

Notes et définitions

Les gains (revenu d'emploi) représentent la somme des salaires et traitements et du revenu net d'un travail indépendant provenant de l'exploitation d'une entreprise ou d'un cabinet professionnel dont le répondant est le propriétaire et l'exploitant. Le revenu d'un travail indépendant est rendu après les dépenses d'affaires mais, comme pour les salaires et traitements, avant impôt sur le revenu.

Tous les chiffres sont exprimés en **dollars** constant **de 1995**, ce qui signifie que les gains des années antérieures ont été ajustés en fonction de l'évolution de l'Indice des prix à la consommation.

La Classification type des professions de 1991, utilisée pour le Recensement de 1996, place les **avocats** et les **notaires du Québec** dans les professions dans lesquelles on est chargé d'aviser les clients des questions de droit, de plaider des causes ou de conduire des poursuites en cour, de représenter des clients avant la commission administrative et judiciaire et de formuler des documents juridiques. Les stagiaires en droit sont inclus tandis que les notaires à l'extérieur du Québec sont exclus. Les données de recensements précédents (1971 et 1981) s'inspirent respectivement de la Classification des professions et de la Classification type des professions de 1980. Les trois classifications sont cohérentes, si ce n'est d'une légère différence : en 1980, les notaires du Québec étaient exclus et ceux de la Colombie-Britannique étaient inclus.

Les **travailleurs rémunérés** travaillent pour d'autres, tandis que les **indépendants** travaillent pour leur propre compte dans une entreprise ou un cabinet professionnel *non constitué en société*. Les répondants qui se disent des indépendants dans une entreprise *constituée en société*, même s'ils sont à proprement parler des travailleurs rémunérés de la société, ressemblent davantage à des indépendants de par leur comportement économique. De plus, ils ont tendance à être propriétaires d'une bonne partie du capital investi dans l'entreprise. Leur revenu est donc un mélange de revenu du travail et du capital. Par conséquent, ces personnes sont ici considérées comme des indépendants non rémunérés de la société. Enfin, les totaux englobent un petit groupe de personnes considérées comme des travailleurs non rémunérés dans une entreprise dont la famille du répondant est le propriétaire et l'exploitant, mais sans donner lieu à une discussion séparée.

Les répondants du recensement ont déclaré le nombre de semaines de travail de l'année civile antérieure et les heures de travail par semaine au moment du recensement. Les **heures annuelles** sont le produit de ces deux variables.

Les personnes sélectionnées pour cette analyse étaient âgées d'au moins 25 ans au moment du Recensement de 1996, travaillaient en 1995 et ont rapporté un revenu d'emploi pour cette année-là. Parmi les 15 millions de personnes qui ont déclaré des gains en 1995, quelque 2,4 millions, soit 17 %, étaient âgées de 15 à 24 ans. Plus de 93 % de ces jeunes au travail ne possédaient pas de diplôme universitaire. Une proportion non significative d'avocats faisaient partie de ce groupe d'âge. Les gains de 1995 rendus par ces jeunes avocats étaient souvent faibles; peut-être étaient-ils majoritairement des gains occasionnels. Même si leur faible proportion n'avait pas eu d'effet sur l'ensemble des gains moyens des avocats, cette proportion de l'ensemble des jeunes personnes au travail étant plus large, elle aurait baissé la moyenne pour les autres. Les comparaisons auraient été affectées. Par conséquent, ce groupe d'âge a été exclu de l'analyse.

entre 1980 et 1995. Comparativement à ces croissances globales, le nombre d'hommes travailleurs a augmenté de 18 % et de 19 %, mais celui des femmes gagnant leur vie a crû de 64 % et de 55 %. Aussi, au cours de ces 25 années, comparativement à une augmentation globale de 77 %, le nombre d'hommes travailleurs a crû de 41 % et celui des femmes, de 154 %.

L'évolution a été plus importante chez les avocats. Le nombre total d'avocats a augmenté de 106 % entre 1970 et 1980 et de 73 % entre 1980 et 1995. De tels changements quant au nombre d'hommes de la profession étaient de 85 % et de 41 %. Les augmentations du nombre d'avocates étaient spécialement prononcées : 535 % entre 1970 et 1980 et 263 % entre 1980 et 1995. Aussi, alors que les femmes représentaient moins de 5 % de l'ensemble des gens du domaine juridique en 1970, leur proportion s'est accrue à 15 % en 1980 et à 30 % en 1995.

Des changements semblables ont vu le jour parmi les travailleurs possédant un diplôme autre qu'en droit. Le nombre de femmes a doublé, passant de 23 % en 1970 à 46 % en 1995.

Le profil selon l'âge des travailleurs a aussi changé au cours de la période étudiée. Entre 1970 et 1980, le nombre d'hommes aussi bien que le nombre de femmes âgées de moins de 40 ans ont atteint un taux au-dessus de la moyenne. En raison de l'augmentation au-dessus de la moyenne chez les groupes de 35 à 54 ans, la population active était composée de

personnes plus âgées en 1995. Dans le domaine juridique, la situation changeante a été sensiblement la même, mais la forte croissance du nombre d'avocats est en partie due à l'accumulation principale dans les groupes les plus jeunes, particulièrement dans le cas des femmes. Par exemple, le nombre d'avocats de moins de 35 ans a augmenté de façon significative entre 1970 et 1980—de 36 % à 46 % pour les hommes et de 47 % à 71 % chez les femmes. En 1995, le nombre d'hommes âgés de moins de 35 ans a diminué à 22 %, comparativement à 45 % pour ce qui est des femmes. En fait, les femmes représentaient la majorité (54 %) dans le groupe d'âge le plus jeune (les 25 à 29 ans). Cela n'est guère surprenant étant donné que le nombre global de femmes du domaine juridique a augmenté 23 fois au cours des 25 dernières années, comparativement à 2,6 fois pour les hommes.

Régime de travail, 1980 à 1995

En plus des changements démographiques élaborés plus haut, des modifications significatives ont aussi eu lieu quant au régime de travail entre 1980 et 1995

Tableau 7 : Avocats et autres travailleurs, selon certaines caractéristiques, 1980

	Ensemble des travailleurs			Avocats			Autres diplômés universitaires			Toutes les autres personnes		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
		milliers						milliers			milliers	
Total	**9 105**	**5 516**	**3 589**	**33 245**	**28 415**	**4 825**	**1 140**	**748**	**392**	**7 932**	**4 740**	**3 192**
Âge												
25 à 29	1 791	1 012	780	7 180	5 245	1 940	276	153	123	1 509	854	655
30 à 34	1 626	963	663	9 245	7 775	1 470	281	177	104	1 335	778	557
35 à 39	1 300	776	524	5 900	5 280	620	196	135	61	1 099	636	463
40 à 44	1 060	630	430	3 010	2 755	255	122	87	35	935	541	394
45 à 49	962	588	374	2 475	2 250	225	85	61	24	874	525	349
50 à 54	883	555	328	2 130	1 995	130	69	50	20	812	504	308
55 à 59	741	477	264	1 420	1 345	75	56	42	13	684	433	250
60 à 64	481	325	156	870	795	70	32	25	8	448	300	148
65 et plus	260	189	71	1 015	975	35	22	18	4	237	170	67
		années			années			années			années	
Âge médian	**39,3**	**40,1**	**38,3**	**35,2**	**36,0**	**31,1**	**35,3**	**36,5**	**33,3**	**40,1**	**40,9**	**39,1**
		milliers						milliers			milliers	
Type de travailleur												
Rémunéré	8 068	4 682	3 386	14 260	10 785	3 470	1 021	650	371	7 033	4 022	3 012
Indépendant	1 023	830	193	18 985	17 625	1 355	118	98	20	886	715	171
Semaines travaillées												
1 à 13	529	184	345	445	255	190	43	16	26	486	168	319
14 à 26	786	371	415	1 610	1 075	540	78	35	43	706	335	371
27 à 39	686	369	317	1 680	1 160	520	78	37	41	607	331	276
40 à 52	7 103	4 592	2 511	29 505	25 925	3 580	941	659	282	6 133	3 907	2 226
Intensité du travail												
Majoritairement à temps plein	7 756	5 204	2 553	32 025	27 575	4 450	1 019	712	307	6 706	4 464	2 241
Majoritairement à temps partiel	1 348	312	1 036	1 215	845	375	121	36	85	1 226	276	951
		heures			heures			heures			heures	
Moyenne d'heures annuelles	**2 222**	**2 375**	**1 988**	**2 346**	**2 372**	**2 192**	**2 169**	**2 265**	**1 985**	**2 230**	**2 393**	**1 988**

Source : Recensement du Canada, 1981
Nota : Pour les chiffres homologues de 1995, voir le tableau 1.

(tableaux 7 et 1). Le nombre d'hommes travaillant pendant au moins 40 semaines a diminué de trois points de pourcentage; celui des femmes travaillant le même nombre de semaines a augmenté de six points. Les hommes avocats ont subi une hausse de 2 points de pourcentage et les autres hommes détenant un diplôme universitaire, une baisse de 2 points. En contrepartie, la proportion des avocates et des autres femmes détenant un diplôme universitaire travaillant pendant au moins 40 semaines a respectivement augmenté de 10 et de 6 points de pourcentage. Qui plus est, abstraction faite du nombre de semaines de travail, la proportion totale des hommes travaillant principalement à temps plein a diminué au cours de la période tandis que celle des femmes dans la même situation a augmenté. Bien que les femmes du milieu juridique et les autres femmes détenant un diplôme universitaire n'aient pas suivi cette tendance, l'intensité de leur travail était de loin au-dessus de la moyenne en 1980 comme en 1995.

Le travail indépendant a crû parmi tous les travailleurs salariés, de 11 % en 1980 à 14 % en 1995. Pour ce qui est de la position générale des avocats, elle a diminué de 57 % à 54 %. Toutefois, ceci est dû à l'évolution de la répartition selon le sexe de cette profession. La proportion des avocates indépendantes s'est accrue de 8 points de pourcentage (de 28 % à 36 %) tandis que la proportion des travailleurs indépendants masculins ne s'est accrue que très légèrement.

Tableau 8 : Gains moyens des avocats et des autres travailleurs, selon certaines caractéristiques, 1980

	Ensemble des travailleurs			Avocats			Autres diplômés universitaires			Toutes les autres personnes		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
	$ de 1995			$ de 1995			$ de 1995			$ de 1995		
Total	**31 800**	**39 400**	**20 200**	**71 100**	**76 800**	**37 300**	**48 700**	**57 200**	**32 400**	**29 300**	**36 400**	**18 700**
Âge												
25 à 29	26 400	31 500	19 900	32 100	33 800	27 600	31 000	34 500	26 700	25 500	30 900	18 600
30 à 34	31 700	39 100	20 800	60 400	64 200	40 400	43 300	50 000	31 800	29 000	36 400	18 700
35 à 39	34 700	44 000	20 900	83 300	87 900	44 400	53 900	62 300	35 000	31 000	39 700	19 000
40 à 44	35 000	44 700	20 600	104 600	110 000	47 200	60 500	69 700	37 900	31 400	40 400	19 100
45 à 49	35 200	44 400	20 600	108 600	114 100	52 300	65 600	75 900	39 500	32 000	40 500	19 200
50 à 54	34 700	43 200	20 300	105 600	108 400	64 100	67 300	77 800	40 800	31 700	39 600	19 000
55 à 59	33 000	40 400	19 600	93 000	95 800	42 500	67 600	76 100	40 200	30 000	36 700	18 500
60 à 64	30 300	35 700	19 100	83 900	88 300	36 600	60 600	67 700	37 500	28 000	32 900	18 100
65 et plus	21 000	23 600	13 900	69 100	70 200	38 900	37 800	41 700	21 000	19 200	21 500	13 500
Type de travailleur												
Rémunéré	31 400	39 400	20 300	51 700	57 400	33 800	46 600	54 600	32 600	29 100	36 900	18 800
Indépendant	35 700	39 600	19 100	85 700	88 700	46 400	67 000	74 500	30 100	30 500	33 600	17 600
Semaines travaillées												
1 à 13	6 400	10 200	4 300	14 200	18 200	8 900	7 800	10 700	6 000	6 200	10 200	4 200
14 à 26	13 900	18 700	9 500	18 000	20 900	12 300	17 100	20 300	14 500	13 500	18 500	8 900
27 à 39	21 200	26 800	14 700	22 600	25 000	17 200	27 500	31 900	23 500	20 400	26 300	13 400
40 à 52	36 800	43 200	24 900	77 600	82 100	45 500	54 900	61 700	38 900	33 800	39 900	23 100
Intensité du travail												
Majoritairement à temps plein	35 200	40 700	24 200	72 500	78 000	38 500	52 500	59 000	37 400	32 400	37 500	22 300
Majoritairement à temps partiel	12 400	18 400	10 500	33 200	37 600	23 400	16 800	22 200	14 400	11 900	17 800	10 200
Gains horaires moyens	**14,33**	**16,59**	**10,18**	**30,30**	**32,39**	**17,01**	**22,44**	**25,25**	**16,34**	**13,12**	**15,19**	**9,41**

Source : Recensement du Canada, 1981
Nota : Pour les chiffres homologues de 1995, voir le tableau 2.

Gains, 1980 à 1995

Telle une conséquence de la récession du début des années 80, les travailleurs de 25 ans et plus ont vu leurs gains réels baisser de 3,9 % entre 1980 et 1985 (après avoir indemnisé selon les changements de l'Indice des prix à la consommation [voir *Notes et définitions*]). Ils ont pu en récupérer 2,9 % entre 1985 et 1990, mais ont reperdu cette partie suite à la récession du début des années 90. Ainsi, les gains moyens ont, dans l'ensemble, baissé de 4,0 % entre 1980 et 1995. Le revenu d'emploi des hommes et celui des femmes ont connu une évolution contraire (Statistique Canada, 1998). Au cours de ces 15 années, les hommes ont perdu 7 %, tandis que les femmes ont gagné 15 %.

Les changements relatifs aux gains des avocats ont suivi, de façon significative, un chemin différent. Entre 1980 et 1995, leurs gains moyens globaux ont augmenté de 6 %, passant de 71 100 $ à 75 200 $ (tableaux 8 et 2). Le revenu d'emploi moyen réel des hommes du domaine juridique a crû de 11 %, soit une augmentation passant de 76 800 $ à 85 100 $. Quant au revenu des femmes, il a augmenté de 41 %, passant de 37 300 $ à 52 600 $. Une des raisons de ces taux de variation relatifs au revenu est la différence des taux de croissance de ces deux groupes. Comme il a été noté antérieurement, l'accroissement du nombre d'hommes avocats a été inférieur à celui des femmes du même domaine. Le changement du nombre d'hommes se rapprochait de l'augmentation globale des personnes âgées de 25 ans et plus, indiquant un taux plus ou moins normal d'arrivées et de départs pour les hommes de la profession. Par ailleurs, le nombre de nouvelles femmes avocates n'a pas simplement permis de combler les départs, mais bien d'accroître les chiffres de cette profession. Une plus grande expérience a été accompagnée de gains accrus. Par conséquent, les gains moyens réels des femmes avocates ont augmenté au cours de la période en question. Toutefois, puisque les femmes gagnent moins que les hommes (en partie parce qu'elle font moins d'heures de travail), la proportion croissante de femmes (qui est passée de 15 % en 1980 à 30 % en 1995) a fait fléchir les gains moyens globaux des avocats, donnant lieu d'un changement relatif plus petit que les gains ou des hommes ou femmes.

La proportion croissante de femmes gagnant leur vie a exercé une forte pression à la baisse sur le revenu d'emploi moyen global, surtout dans le cas des personnes au travail possédant un niveau d'instruction plus élevé (tableau 9). Tous les points étant par ailleurs égaux, si la composition selon le sexe des travailleurs n'avait pas changé entre 1980 et 1995, les gains moyens globaux auraient augmenté de 3 %. Dans le cas des avocats

Tableau 9 : Effet du changement des caractéristiques des travailleurs sur les gains, 1980 à 1995

		Ensemble des travailleurs	Avocats	Autres diplômés	Toutes les autres personnes
			$		
Gains réels de 1995		**30 600**	**75 200**	**44 000**	**27 200**
Normalisés selon					
Sexe	$\Sigma(PS_i \cdot YS_j)$	31 400	80 300	46 200	27 900
Âge	$\Sigma(PA_i \cdot YA_j)$	29 600	64 100	40 700	26 500
Sexe et âge	$\Sigma(PSA_i \cdot YSA_j)$	30 500	66 900	42 700	27 200
Semaines travaillées	$\Sigma(PW_i \cdot YW_j)$	30 500	74 300	44 200	27 200
Temps plein / temps partiel	$\Sigma(PF_i \cdot YF_j)$	31 000	75 800	45 600	27 500
Semaines et durée	$\Sigma(PWF_i \cdot YWF_j)$	30 800	74 700	45 400	27 400
Sexe, âge, semaines et durée	$\Sigma(PSAWF_i \cdot YSAWF_j)$	**30 900**	**67 500**	**44 000**	**27 600**

Source : Recensement du Canada, 1981 et 1996

P = Proportion de travailleurs dans la catégorie i en 1980
Y = Gains moyens de la catégorie j en 1995
S = Hommes et femmes gagnant leur vie
A = Travailleurs de la catégorie d'âge i
SA = Hommes et femmes de la catégorie d'âge i gagnant leur vie
W = Travailleurs faisant partie de la catégorie «semaines travaillées» i
F = Travailleurs à temps plein ou partiel
WF = Travailleurs à temps plein ou partiel et faisant partie de la catégorie «semaines travaillées» i
SAWF = Travailleurs de la catégorie «sexe-âge-intensité (temps plein ou partiel)»

comme des autres diplômés d'université, l'effet aurait été encore plus marqué (7 % et 5 %).

Ce phénomène a été plus qu'équilibré par l'âge plus avancé des personnes formant la population active. Tous les autres points étant égaux, si la répartition par l'âge n'avait pas changé entre 1980 et 1995, les gains moyens globaux auraient diminué de 3 %. Encore une fois, l'effet aurait été plus marqué chez les avocats (-15 %) et les autres diplômés universitaires (-8 %).

La variation du rythme de travail aurait produit un effet positif sur les gains des femmes et un effet négatif sur ceux des hommes. L'effet net moyen de quelques changements était relativement petit, excepté pour les diplômés universitaires dans les disciplines autres que le droit (3 %).

Pris ensemble, les changements quant au sexe, à l'âge et au régime de travail entre 1980 et 1995 ont eu un effet marqué positif global sur le revenu d'emploi des avocats. Sans ces modifications, leurs gains moyens de 1995 auraient subi une chute de plus de 10 %. L'effet net sur les autres travailleurs a été petit.

Résumé

Comparativement à 46 % de tous les travailleurs âgés de 25 ans et plus en 1995, les femmes représentaient 30 % des avocats. Les femmes du milieu juridique étaient plus nombreuses dans les groupes d'âge plus jeunes. Alors que l'âge médian global des deux sexes différait de moins d'un an, celui des avocats masculins et féminins différait de plus de sept ans.

En général, les femmes travaillaient moins de semaines que les hommes, et une forte proportion d'entre elles était à temps partiel. La même situation régnait également chez les avocats, bien que les hommes de même que les femmes de cette profession travaillaient pendant plus de semaines et faisaient de plus longues heures que les autres travailleurs. Dans l'ensemble, les hommes travaillaient pendant 1 805 heures et les femmes, pendant 1 377 heures; les personnes du domaine juridique travaillaient respectivement pendant 2 308 et 1 945 heures. Comparativement à 14 % de tous les travailleurs, 54 % des avocats étaient travailleurs indépendants.

Avec 75 200 $, les avocats gagnaient 146 % de plus que la moyenne globale de 30 600 $, en 1995, et 71 % de plus que les travailleurs possédant un diplôme universitaire dans un domaine autre que le droit. Les plus longues heures de travail des avocats représentaient 25 % de la différence entre les avocats et la moyenne des revenus globaux.

Alors que 56 % de tous les travailleurs touchaient moins de 30 000 $ en 1995, moins de 2 % gagnaient 100 000 $ ou plus. Les proportions analogues pour les avocats étaient de 24 % et de 23 %, dont 4 % qui ont rapporté un salaire d'au moins 250 000 $.

Tout bien considéré, les travailleurs indépendants gagnaient 2 % de moins que les travailleurs rémunérés; parmi les avocats, ceux pratiquant pour eux-mêmes touchaient 41 % de plus que les autres. Tandis qu'environ un tiers des travailleurs rémunérés gagnaient moins de 20 000 $ en 1995, la moitié des travailleurs indépendants touchaient le même montant. Qui plus est, seulement 1 % des employés, par opposition à près de 5 % quant aux travailleurs indépendants, touchaient 100 000 $ ou plus. Dans le cas des avocats, 12 % des employés gagnaient au moins 100 000 $ en 1995, comparativement à 31 % des travailleurs indépendants.

Dans l'ensemble, les gains moyens des femmes étaient de 63 % de ceux des hommes. Les avocates gagnaient 62 % des gains de leurs pairs masculins. Si les femmes avaient eu le même âge et le même rythme de travail que les hommes, les ratios auraient été de 72 % et de 73 %, respectivement. Le ratio du revenu horaire moyen, dans l'ensemble, était de 83 %; dans le cas des avocats, il s'établissait à 73 %. Il y avait très peu de différences dans le revenu moyen horaire chez les hommes et les femmes âgés de moins de 35 ans.

Avec le temps, d'importants changements ont pris place dans la répartition de la population active. Le nombre de travailleurs de 25 ans et plus a augmenté de 33 % entre 1970 et 1980, et d'un autre 33 % entre 1980 et 1995. Au cours des 25 années, comparativement à l'augmentation globale de 77 %, le nombre d'hommes gagnant leur vie a crû de 41 % et celui des femmes, de 154 %. La croissance chez les avocats était beaucoup plus marquée. Le nombre total d'avocats a augmenté de 106 % entre 1970 et 1980 et de 73 % entre 1980 et 1995. Les chiffres analogues pour les hommes étaient de 85 % d'augmentation et de 41 %; pour les femmes, ils étaient de 535 % et de 263 %. Alors que les femmes représentaient moins de 5 % des avocats en 1970, leur proportion a augmenté à 15 % en 1980 et à 30 % en 1995.

Tel un résultat des récessions du début des années 80 et 90, le revenu d'emploi moyen réel a chuté de 4 % entre 1980 et 1995. Les hommes travailleurs ont perdu 7 %, mais leurs pairs féminins ont gagné 15 %. Dans le cas des avocats, les hommes et les femmes ont respectivement gagné 11 % et 41 %. Toutefois, les gains moyens globaux des avocats ont montré une croissance de 6 %. Ceci est attribuable à la croissance extraordinaire du nombre de jeunes femmes de la profession. Leurs plus faibles gains ont retenu la croissance de la moyenne globale. Au même moment, la maturité de la population active a eu un effet positif sur les gains, tout particulièrement dans le cas des avocats. Dans l'ensemble, les effets positifs des changements de la composition des travailleurs selon l'âge ont été neutralisés par les effets négatifs des changements selon leur sexe et leur régime de travail. Toutefois, pour ce qui est des avocats, si leur répartition selon le sexe et leur régime de travail n'avait pas changée entre 1980 et 1995, leur gains moyens auraient diminué d'environ 10 % en 1995.

Perspective

Notes

1 Cette analyse ne se limite qu'aux gains et ne prend pas en considération d'autres sources de revenu, tels les revenus de placement ou les avantages sociaux non-monétaire. De plus, les gains sont rendus avant l'impôt payé sur le revenu personnel.

2 Le recensement fournit les données relatives au revenu des personnes de 15 ans et plus. Celles âgées de moins de 25 ans ont été exclues pour réaliser cet article à l'exception du paragraphe d'introduction. Voir *Notes et définitions*.

3 Quelqu'un qui a travaillé 35 heures par semaine pendant 52 semaines aurait travaillé 1 820 heures pendant l'année.

4 Voir *Notes et définitions*.

5 Les avocats appartiennent à une profession relativement homogène, mais les autres diplômés universitaires tombent dans un vaste éventail de professions et sont exposés à une plus grande dispersion en ce qui a trait à leurs gains. (Voir tableau 5 et le passage relié.)

6 Ceci a été évalué en utilisant la formule du

coefficient de variation (CV) = $\sqrt{\Sigma P_i (Y_i - \bar{Y})^2} / \bar{Y}$.

dans laquelle P_i est la proportion de travailleurs du groupe d'âge i d'une catégorie, Y_i est le revenu moyen et $\bar{Y}$ est le revenu moyen global de la catégorie. Le CV du revenu moyen selon l'âge quant aux avocats (30,9 %) et aux autres diplômés universitaires (24,3 %) était deux fois celui des autres personnes gagnant leur vie (12,7 %).

7 La plupart des données statistiques publiées sur le ratio des gains des femmes et des hommes se limitent aux personnes qui travaillent de 49 à 52 semaines, surtout à temps plein. Toutefois, la présente section englobe toutes les personnes de 25 ans et plus qui gagnent leur vie, l'effet des différentes activités étant estimé séparément.

8 La proportion (P) de la différence des gains attribuée à la différence d'heures a été calculée comme suit :

$$P = Y_f \cdot \frac{\frac{H_m}{H_f} - 1}{Y_m - Y_f}$$

où Y_f et Y_m sont respectivement les gains moyens des femmes et des hommes et où H_f et H_m sont leurs heures de travail annuelles.

9 Le groupe à revenus les plus bas inclut toutes les personnes à revenu négatif. Puisque seuls les travailleurs indépendants peuvent subir des pertes de revenus, leurs proportions sont relativement élevées dans les groupes à faibles revenus.

Documents consultés

RASHID, A. «Le revenu d'emploi des médecins», *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 11, n° 4, Statistique Canada, hiver 1999, p. 30-42.

---. «L'évolution des salaires durant sept décennies», *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 5, n° 2, Statistique Canada, été 1993, p. 10-23.

STATISTIQUE CANADA. *Revenu et gains au Canada en 1990 et en 1995*, série Dimension, Recensement du Canada de 1996, n° 94F0005XCB au catalogue du CD-ROM. Ottawa, 1999.

---. *Le quotidien*, n° 11-001-XPF au catalogue, 12 mai 1998.

Mise à jour des jeux de hasard

Katherine Marshall

L'industrie des jeux de hasard a connu une croissance soutenue tout au long des années 90. Tous les intéressés, qu'ils soient favorables ou hostiles à cette industrie contrôlée et régie par les provinces, ne cessent de réclamer de l'information plus détaillée à ce sujet. Le présent article fournit une mise à jour des statistiques nationales et provinciales pour les graphiques et les tableaux publiés dans deux articles antécédents que *Perspective* a consacrés aux jeux de hasard (Marshall, 1996 et 1998a; voir *Sources des données et définitions).*

Sources des données et définitions

Comptes nationaux : les Comptes de revenus et dépenses (CRD) trimestrielles est un des multiples programmes constituant le Système de comptes nationaux. Le CRD présente de façon détaillée les comptes de revenus et de dépenses annuels et trimestriels pour tous les secteurs de l'économie canadienne, à savoir les ménages, les entreprises, les gouvernements et les non-résidents.

Enquête sur les dépenses des familles (EDF) : depuis 1969, cette enquête recueille de l'information à l'échelle nationale sur les dépenses, les revenus et d'autres caractéristiques propres aux familles et aux individus vivant dans des ménages privés. En 1997, cette enquête a été remplacée par l'Enquête sur les dépenses des ménages.

Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) : une enquête annuelle qui a été instituée en 1997 et qui a remplacé l'EDF et l'Enquête sur l'équipement ménager. Elle recueille des données sur les dépenses, le revenu, l'équipement ménager et d'autres caractéristiques propres aux familles et aux particuliers vivant dans des ménages privés.

Enquête sur la population active (EPA) : une enquête-ménage mensuelle qui recueille de l'information sur les activités de toutes les personnes âgées de 15 ans et plus dans le marché du travail, incluant des classifications professionnelles et industrielles.

Appareils de loterie vidéo (ALV) : jeu de hasard électronique autonome à encaissement automatique. Les lots sont payés par un système d'encaissement informatisé (contrairement au lots instantanés en argent obtenus des machines à sous). Les ALV sont régis par les sociétés de loterie provinciales.

Bénéfices tirés du jeu : Recettes nettes des loteries, des casinos et des ALV provinciaux et territoriaux, déduction faite des prix et des lots, des dépenses de fonctionnement (salaires compris), des paiements au gouvernement fédéral et autres frais fixes.

Casino d'État : casino commercial régi par le gouvernement. Les permis, les licences et les règlements des casinos, qu'ils soient gérés par des organismes caritatifs ou par l'État, varient selon les provinces. Dans le cas des casinos d'État, maintenant légalisés dans plusieurs provinces, leur degré de participation publique et privée aux opérations et à la gestion varie également. Certains casinos d'État sont régis comme des sociétés d'État alors que d'autres sous-traitent certaines opérations—par exemple, l'entretien, la gestion et/ou les services—au secteur privé[1].

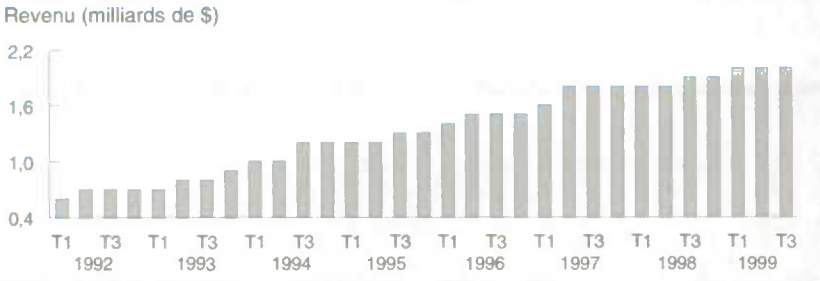
L'industrie des jeux de hasard : cet ensemble d'industries inclue les établissements qui servent principalement à des installations de jeux de hasard comme les casinos, les bingos, et les appareils de loterie vidéo; ou qui offrent des services de jeux de hasard, tels les loteries et les paris non officiels, excluant les courses de chevaux et les hôtels, les bars et les restaurants qui ont des casinos ou des appareils de jeux sur les lieux.

Recettes de jeu : Ensemble des recettes provenant des loteries, des casinos et des ALV provinciaux et territoriaux, moins les prix et les lots. Les recettes de jeu provenant des organismes de bienfaisance et des Réserves indiennes sont exclues.

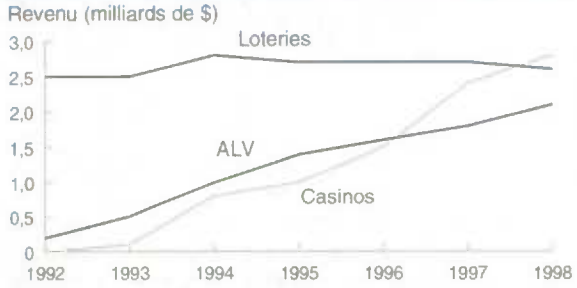
Katherine Marshall est au service de la Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages. On peut la joindre au (613) 951-6890 où à marskat@statcan.ca.

Le jeu de hasard : son rôle dans l'économie continue de s'accroître

Les revenus au titre des jeux de hasard non caritatifs sont passés de 2,7 milliards de dollars en 1992 à 7,4 milliards de dollars en 1998, un bond de 170 %. Depuis 1995, les recettes trimestrielles[2] tirées des jeux de hasard ont augmenté régulièrement; elles ont franchi, pour la première fois, le cap des 2 milliards de dollars au troisième trimestre de 1999.



Source : Comptes nationaux



Source : Comptes nationaux

En 1994, les revenus relatifs aux loteries d'État ont plafonné à 2,8 milliards de dollars, puis ont légèrement fléchi au cours des quatre années suivantes. Bien que les recettes des loteries représentaient 90 % de tous les profits des jeux en 1992, la proportion est tombée à 35 % en 1998, ce recul étant attribuable à la prolifération des ALV et des casinos vers la fin des années 90. Les casinos ont raflé la part la plus importante des recettes de jeux de hasard, ayant dépassé les ALV en 1997 et les loteries en 1998.

Dans l'ensemble, l'industrie des jeux de hasard occupe une place modeste au sein de l'économie canadienne, mais son taux de croissance est digne d'attention. Sa part de l'emploi de 0,1 % seulement en 1992, a atteint 0,3 % en 1999, et sa part du PIB[3] également de 0,1 % en 1992, s'est dégagée à 0,2 % en 1998. Par ailleurs, l'augmentation des emplois de 1992 à 1999 (27 400) a compté pour 1,5 % de la hausse totale des emplois, et celle du PIB (900 millions de dollars) de 1992 à 1998 a représenté 0,8 % de la hausse totale du PIB.

	Ensemble des industries	Jeux de hasard	Autres industries
Emplois			
1992	12 842 000	11 900	12 830 100
distribution en %	100	0,1	99,9
1999	14 710 800	39 200	14 671 600
distribution en %	100	0,3	99,7
Accroissement	*1 868 800*	*27 400*	*1 841 500*
% du total	*100*	*1,5*	*98,5*
PIB* (millions de $)			
1992	604 300	400	603 900
distribution en %	100	0,1	99,9
1998	721 000	1 300	719 700
distribution en %	100	0,2	99,8
Accroissement	*116 700*	*900*	*115 800*
% du total	*100*	*0,8*	*99,2*

Sources : Enquête sur la population active; Comptes nationaux
* *Le prix, au coût des facteurs, des biens et des services produits.*

La Saskatchewan et l'Alberta avaient le pourcentage le plus élevé de recettes et de bénéfices tirés du jeu

L'argent total parié dans les loteries non caritatives, les casinos et les ALV a augmenté dans toutes les régions du Canada. La hausse proportionnelle la plus élevée revient à la Saskatchewan dont les profits sont passés de 62 millions de dollars en 1992 à 289 millions de dollars en 1998, et la plus faible revient à la Colombie-Britannique où les profits ont progressé de 403 millions de dollars à 430 millions de dollars. L'Alberta vient au second rang en ce qui a trait à la hausse proportionnelle des recettes, et au premier rang quant à la hausse proportionnelle des bénéfices (de 125 millions de dollars à 751 millions de dollars). Exception faite de la Colombie-Britannique, les dépenses moyennes des adultes consacrées aux jeux de hasard ont également augmenté dans toutes les provinces et dans tous les territoires, s'établissant, en 1998, bien au-delà de 250 $ par personne dans la plupart des provinces et culminant à 445 $ au Manitoba. La Colombie-Britannique et les Territoires avaient des dépenses relativement faibles, soit 140 $ et 90 $ respectivement, surtout parce que les casinos d'État et les ALV n'y étaient pas encore légalisés en 1998.

	Recettes de jeu*			Bénéfices tirés du jeu**			Dépenses annuelles au jeu par personne†	
	1992	1998	Accroissement	1992	1998	Accroissement	1992	1998
	millions de $ (courants)		%	millions de $ (courants)		%	$ (courants)	
Canada	**2 734**	**7 406**	***171***	**1 680**	**4 490**	***167***	**130**	**320**
Terre-Neuve	80	141	*76*	42	88	*110*	190	335
Île-du-Prince-Édouard	20	28	*45*	7	15	*114*	205	280
Nouvelle-Écosse	125	275	*120*	72	136	*89*	180	380
Nouveau-Brunswick	117	179	*54*	49	86	*76*	210	310
Québec	693	2 019	*191*	472	1 145	*143*	130	355
Ontario	853	2 849	*234*	529	1 431	*171*	105	330
Manitoba	153	378	*148*	105	240	*129*	185	445
Saskatchewan	62	289	*366*	39	200	*413*	85	385
Alberta	225	813	*261*	125	751	*501*	120	380
Colombie-Britannique	403	430	*7*	239	395	*65*	155	140
Yukon et Territoires du Nord-Ouest	5	6	*20*	1	3	*200*	80	90

Sources : Comptes nationaux; Institutions publiques (Statistiques de gestion financière) et estimation postcensitaire de la population

* *Total de l'argent parié dans les loteries non caritatives, les casinos et les ALV, moins les prix et les lots.*

** *Revenu net des gouvernements provinciaux et territoriaux provenant des recettes de jeu totales, moins opération et autres dépenses (voir Sources des données et définitions).*

† *Personnes de 18 ans et plus puisqu'il s'agit de l'âge légal pour les jeux de hasard dans le plupart des provinces.*

Augmentation du nombre d'hommes, des emplois à temps plein et des salaires dans les jeux de hasard

Depuis 1992, le profil des travailleurs et des emplois au sein de l'industrie des jeux de hasard s'est transformé à certains égards. Bien que la proportion d'hommes travaillant dans cette industrie en 1999 soit encore inférieure à la moyenne observée dans d'autres branches d'activité—44 % contre 54 %—elle n'était que de 35 % en 1992. Si le pourcentage de jeunes travailleurs (âgés de moins de 35 ans) avait progressé légèrement de 57 % à 60 % entre 1992 et 1999 il a toutefois baissé jusqu'à 39 % dans les autres branches d'activité. L'emploi à temps plein est passé de 59 % à 82 %, un taux équivalent à celui d'autres industries. En 1992, la majorité des emplois reliés aux jeux de hasard se trouvait dans l'Ouest du pays (55 %); mais en 1999, le Québec (19 %) et l'Ontario (48 %) comptaient pour la plupart de ces emplois.

De 1997 à 1999, la syndicalisation des travailleurs[4] s'est accrue dans l'industrie des jeux de hasard (de 30 % à 33 %), contrairement aux autres branches d'activité, où elle a glissé de 34 % à 32 %. Le salaire horaire des travailleurs à temps plein a considérablement augmenté, de 13,58 $ à 16,19 $ pour les hommes (hausse de 19 %), et de 13,06 $ à 14,66 $ pour les femmes (hausse de 12 %). Et même si les travailleurs des autres industries n'ont eu droit qu'à une augmentation salariale de 4 %, ils gagnaient pourtant davantage que les travailleurs des jeux de hasard : 18,58 $ pour les hommes et 15,32 $ pour les femmes.

	Jeux de hasard		Autres industries	
Caractéristiques des travailleurs	**1992**	**1999**	**1992**	**1999**
Total d'employés	**11 900**	**39 200**	**12 830 100**	**14 671 600**
Sexe			%	
Hommes	35	44	55	54
Femmes	65	56	45	46
Âge				
15 à 34	57	60	45	39
35 ans et plus	43	40	55	61
Éducation				
Diplôme d'études secondaires ou moins*	66	56	57	48
Certificat ou diplôme d'études postsecondaire	21	33	27	33
Diplôme universitaire	13	12	16	19
Régime de travail				
Emploi à temps plein	59	82	82	82
Emploi à temps partiel	41	18	18	18
Province				
Provinces de l'Atlantique	8	5	7	7
Québec	9	19	24	23
Ontario	28	48	39	39
Provinces des Prairies	30	19	17	18
Colombie-Britannique	25	10	13	13
Catégorie des travailleurs				
Employé	98	97	85	82
Travailleur autonome	--	--	15	17
Caractéristiques d'emploi	**1997**	**1999**	**1997**	**1999**
Employé	**33 800**	**38 200**	**11 418 900**	**12 101 100**
Situation syndicale			%	
Syndiqué**	30	33	34	32
Non syndiqué	70	67	66	68
Situation d'emploi				
Permanent	91	93	89	88
Temporaire, à terme ou à contrat	9	7	11	12
Recevant habituellement des pourboires				
Oui	27	27	7	7
Non	73	73	93	93
Rémunéré à l'heure				
Oui	80	77	61	61
Non	20	23	39	39
Gains horaires moyens†	$			
Hommes : temps plein	13,58	16,19	17,83	18,58
Femmes : temps plein	13,06	14,66	14,77	15,32

Source : Enquête sur la population active

* *Peut inclure des études postsecondaires partielles.*

** *Comprend les membres des syndicats et les personnes protégées par une convention collective.*

† *Comprend les pourboires et les commissions.*

En 1998, les trois quarts des ménages ont déclaré des dépenses de jeu

Le pourcentage des ménages canadiens ayant dépensé de l'argent pour au moins une forme de jeu de hasard a diminué de 82 % en 1996 à 77 % en 1998. Ainsi, on a observé cette baisse de participation dans les loteries d'État (de 74 % à 68 %), dans les loteries non gouvernementales, dans les tombolas et dans d'autres jeux de hasard (de 39 % à 34 %), et dans les bingos (de 12 % à 10 %). Seule la participation dans les casinos, les machines à sous et les ALV[5] a progressé (de 17 % à 20 %). Or, malgré la chute des taux de participation déclarés, les dépenses moyennes liées à l'ensemble des jeux de hasard ont augmenté, dans les ménages participants, de 425 $ à 460 $[6].

Alors que les deux tiers des hommes et des femmes vivant seuls ont déclaré des dépenses de jeu en 1998, les hommes ont dépensé en moyenne deux fois plus que les femmes (550 $, contre 275 $). Les taux de participation des deux sexes étaient équivalents pour toutes les formes de jeux, sauf pour le bingo : 12 % des femmes vivant seules ont joué au bingo en 1998, contre seulement 3 % des hommes.

Dans les provinces, les taux de participation des ménages à au moins une forme de jeu allaient de 73 % au Nouveau-Brunswick, à 82 % au Québec, avec quelques variations selon la forme de jeu. Les dépenses des ménages variaient également. Les ménages du Manitoba ont dépensé le plus pour l'ensemble des jeux de hasard (590 $) et ceux du Québec, malgré le taux de participation le plus élevé, ont dépensé le moins (360 $)[7].

	Dépenses des ménages consacrées aux jeux de hasard									
	Au moins un jeu de hasard		Loteries d'État		Autres loteries/ tombolas/etc.		Casinos, machines à sous et ALV*		Bingos	
	$	%	$	%	$	%	$	%	$	%
Ensemble des ménages										
1996	425	82	240	74	70	39	360	17	675	12
1998	460	77	250	68	80	34	430	20	700	10
Personne vivant seule**	395	67	225	56	74	24	459	16	563	8
Hommes	550	67	330	58	100	22	790	17	730	3
18 à 44	295	66	185	56	60	26	385	18	--	--
45 à 64	910	74	545	67	105	22	1 445	18	--	--
65 et plus	535	60	270	52	245	16	665	13	--	--
Femmes	275	66	140	54	55	25	200	16	530	12
18 à 44	175	69	105	57	60	28	155	23	130	6
45 à 64	275	75	130	66	65	29	225	20	515	11
65 et plus	330	61	160	47	45	21	220	11	610	15
Ensemble des ménages										
Terre-Neuve	490	75	260	60	85	46	285	12	630	21
Île-du-Prince-Édouard	445	76	220	59	90	49	335	11	870	15
Nouvelle-Écosse	480	78	220	66	75	50	330	25	750	15
Nouveau-Brunswick	440	73	190	64	45	38	435	10	820	17
Québec	360	82	245	78	55	21	240	19	480	10
Ontario	520	75	280	65	95	34	455	23	805	10
Manitoba	590	75	205	58	60	50	630	28	835	14
Saskatchewan	550	79	200	62	100	55	590	31	620	12
Alberta	520	74	190	63	110	40	685	21	750	11
Colombie-Britannique	405	74	265	65	70	36	455	13	720	6

Sources : Enquête sur les dépenses des familles, 1996; Enquête sur les dépenses des ménages, 1998
Nota : Les dépenses sont par ménage qui ont des dépenses. Les chiffres sont pour l'année 1998, sauf indication contraire.
* *Les ALV ont été inclus en 1998.*
** *L'étude des personnes vivant seules permet l'examination des caractéristiques des individus. Les personnes ayant 18 ans ou plus ont été sélectionnées car il s'agit de l'âge légal pour les jeux de hasard dans la plupart des provinces.*

Le jeu augmente en fonction du revenu

La participation aux jeux de hasard augmente en fonction du revenu du ménage. La tendance se confirme pour la plupart des formes de jeu. Par exemple, 11 % des ménages ayant un revenu moyen inférieur à 20 000 $ (après impôts) en 1998 ont déclaré avoir dépensé de l'argent dans les casinos, les machines à sous et les ALV, contre 29 % pour les ménages ayant un revenu de 80 000 $ et plus. De même, les dépenses progressent jusqu'à la tranche de revenu de 80 000 $ ou plus, où elles diminuent. Cependant, même si les ménages à revenu élevé consacrent généralement plus d'argent au jeu, leurs dépenses comptaient pour une proportion inférieure de leur revenu total. Par exemple, parmi les ménages déclarant jouer, ceux dont le revenu est inférieur à 20 000 $ ont consacré 315 $ au jeu, soit 2,3 % du revenu total du ménage après impôts, alors que les ménages ayant un revenu de 80 000 $ ou plus ont dépensé 590 $, ou 0,6 % de leur revenu total après impôts.

	Revenu après impôt					
	Total	<20 000 $	20 000 à 39 999 $	40 000 à 59 999 $	60 000 à 79 999 $	80 000 $+
	en milliers					
Total des ménages	**11 290**	**2 460**	**3 860**	**2 740**	**1 310**	**920**
	%					
% des dépenses rapportées pour au moins une forme de jeu de hasard	77	63	79	81	84	84
Loteries d'État	68	53	70	72	76	72
Loteries non gouvernementales, tombolas, autres	34	18	31	41	45	51
Casinos, machines à sous, ALV	20	11	19	24	27	29
Bingos	10	12	10	10	10	8
	$					
Moyenne des dépenses par ménage	355	200	320	385	600	495
Moyenne des dépenses par ménage ayant des dépenses	460	315	405	470	715	590
	%					
Jeux de hasard en % du revenu total (ensemble des ménages)	0,7	1,5	1,1	0,8	0,9	0,5
Jeux de hasard en % du revenu total (ménages ayant des dépenses)	0,8	2,3	1,4	1,0	1,0	0,6

Source : Enquête sur les dépenses des ménages, 1998

Notes

1 Pour obtenir plus de renseignements sur la propriété et le fonctionnement des casinos, voir Eadington (1994).

2 Se rapporte au total de l'argent parié aux jeux de hasard non caritatifs, aux casinos et aux ALV, moins les prix et les lots.

3 Le PIB propre à l'industrie des jeux de hasard se rapporte strictement aux activités comportant des paris, par exemple les ventes de billets de loterie, les ALV et les paris aux casinos. D'autres retombées économiques reliées à l'industrie, que ce soit l'hôtellerie, la restauration, les services de sécurité, la construction et l'entretien, ne sont pas prises en compte.

4 Des questions plus détaillées sur les travailleurs ont été introduites par suite du remaniement de l'EPA en 1997.

5 Les ALV sont incorporés dans la question portant sur les casinos et les machines à sous depuis 1998. Même s'ils ne figuraient pas dans le questionnaire de 1996, les enquêteurs avaient reçu la consigne d'inclure les ALV dans cette catégorie.

6 Dans cette section, les dépenses ne tiennent pas compte des gains de jeu. Il convient également de noter que les sommes déclarées par les ménages relativement aux jeux de hasard sont systématiquement inférieures aux sommes réelles. Par exemple, des comparaisons avec les données des sociétés de loteries ont montré que la sous-déclaration des achats de billets de loterie dépasse les 50 %.

7 L'Enquête des dépenses des ménages (EDM) et le Classement national des comptes de dépenses provinciaux diffèrent, principalement parce que l'EDM comprend les jeux de hasard caritatifs et non caritatifs.

Documents consultés

EADINGTON, W.R. «Casinos in Canada : Policy challenges in the 1990s.» *Gambling in Canada : The Bottom Line*, rédigé par C.S. Campbell, 3-17. Burnaby, C.-B., Criminology Research Center, Simon Fraser University, 1994.

MARSHALL, K. «Jeux de hasard : miser gros» *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 10, n° 4, Statistique Canada, Ottawa, hiver 1998a, p. 7-12.

---. «Jeux de hasard» *Dépenses des familles au Canada, 1996* n° 62-555-XPB au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, juillet 1998b, p. 32-39.

---. «Faites vos jeux!» *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 8, n° 3, Statistique Canada, Ottawa, automne 1996, p. 40-45.

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 :

Hiver 1999 «Coprenariat» · Camionneurs · Ratios des gains · Gains des médecins · Exportations, PIB et emploi · Index cumulatif

Automne 1999 Bénévolat chez les ainés · Retour au travail après l'accouchement · Femmes du baby-boom · Absences du travail · Travail indépendant · Syndicalisation

Été 1999 Flexibilité du revenu d'emploi · Retraite ultérieure · Épargne-retraite · Heures de travail · Alphabétisation et emploi

Printemps 1999 Déciles de revenu · Saisonnalité · Obtention d'un emploi · Prêts étudiants · Services de sécurité

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.

Le bénévolat à la hausse chez les jeunes

Frank Jones

Contrairement aux autres groupes d'âge, de plus en plus de Canadiens âgés entre 15 et 24 ans deviennent bénévoles. Le taux de bénévolat de la majeure partie de la population a très peu changé entre 1987 et 1997 mais celui des jeunes a presque doublé, bondissant de 18 % à 33 %. Leur part dans le contingent des bénévoles s'est également accrue, passant de 13 % à 18 %. Pour bon nombre de jeunes, l'expérience du bénévolat constitue un lien important avec le marché du travail. Comme forme d'éducation civique, le bénévolat est précieux non seulement pour les personnes concernées, mais encore pour la main-d'œuvre future et la cohésion sociale (Sundeen et Raskoff, 1995)[1].

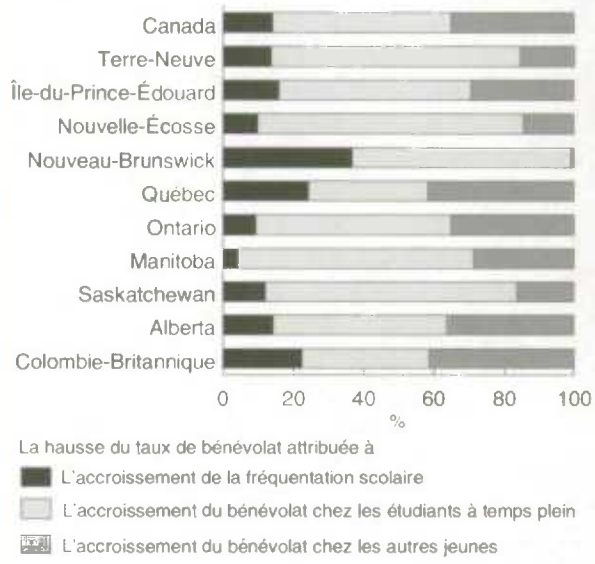
À quoi peut-on attribuer l'accroissement du taux de bénévolat chez les jeunes? En se basant sur l'Enquête nationale sur le bénévolat (un ajout à l'Enquête sur la population active [EPA], octobre 1987) et sur l'Enquête nationale sur le don, le bénévolat et la participation (un ajout à l'EPA, novembre 1997), le présent article examine certains éléments qui ont déclenché cette hausse. Il observe également les types d'organismes bénévoles les plus susceptibles d'attirer la jeunesse, de même que certains facteurs ayant contribué à rendre le bénévolat attrayant pour cette population, entre autres les changements intervenus dans le marché du travail.

Fréquentation scolaire et bénévolat

La fréquentation scolaire à temps plein s'est accrue considérablement au cours des dernières années en passant de 48 % en 1989 à 58 % en 1997 (Sunter et Bowlby, 1998). Cette augmentation influe sur le phénomène du bénévolat chez les jeunes du fait que les étudiants à temps plein sont beaucoup plus enclins à faire du bénévolat que les étudiants à temps partiel ou que les jeunes non-étudiants. En 1997, le taux de bénévolat chez les jeunes étudiant à temps plein était de 39 %; ce taux était de 25 % chez les étudiants à temps partiel et de 24 % chez les jeunes non-étudiants. Il semble que les étudiants à temps plein aient eu davantage tendance à voir dans le bénévolat une façon d'acquérir des compétences et de les mettre en valeur (Serow, Ciechalski et Daye, 1990). Il se peut également que les écoles aient encouragé directement ou indirectement cette activité. Quoi qu'il en soit, il reste que l'accroissement de la fréquentation scolaire à temps plein a eu pour effet de hausser le taux de bénévolat chez les jeunes entre 1987 et 1997.

On ne peut cependant attribuer cette poussée du bénévolat uniquement à la hausse de la fréquentation scolaire à temps plein. Ce phénomène n'expliquerait que 14 % de l'augmentation (voir l'annexe). Ce facteur

Graphique : La hausse du taux de bénévolat chez les jeunes est due à trois facteurs.



Sources : Enquête nationale sur le bénévolat, 1987; Enquête nationale sur le don, le bénévolat et la participation, 1997

Frank Jones est au service de la Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages. On peut le joindre au (613) 951-1931 ou à jonefra@statcan.ca.

a été beaucoup plus important au Nouveau-Brunswick (37 %), au Québec (24 %) et en Colombie-Britannique (22 %) qu'en Nouvelle-Écosse (10 %), en Ontario (9 %) ou au Manitoba (4 %) (graphique).

Les 86 % restants peuvent être attribuables au désir croissant des étudiants à temps plein et des autres jeunes de faire du bénévolat. L'augmentation du bénévolat chez les étudiants à temps plein (qui s'est accru de 23 % à 39 %) correspondait à un peu plus de la moitié de la hausse totale du taux de bénévolat chez les jeunes. Cela a constitué le principal facteur dans toutes les provinces, sauf au Québec et en Colombie-Britannique; ce facteur était extrêmement significatif à Terre-Neuve (71 %), en Nouvelle-Écosse (76 %) et en Saskatchewan (72 %).

L'intérêt accru des autres jeunes pour le bénévolat expliquait les 35 % d'augmentation restants. C'est au Québec (42 %) et en Colombie-Britannique (41 %) que ce facteur était le plus important.

Les facteurs sous-jacents de la hausse du bénévolat chez les jeunes variaient considérablement d'une province à une autre. Cela peut s'expliquer en partie par les différences qui existent entre les systèmes d'éducation des provinces, particulièrement dans leur encouragement face au service communautaire par les étudiants[2].

Quels taux de bénévolat ont connu une hausse chez les jeunes?

Parmi les jeunes de 15 à 24 ans, le taux de bénévolat s'est accru de 15 points de pourcentage entre 1987 et 1997 (tableau 1). Ces augmentations variaient de 8 points au Nouveau-Brunswick et en Colombie-Britannique à environ 20 points en Ontario et en Saskatchewan.

On a trouvé dans peu de sous-populations de jeunes des augmentations singulièrement élevées du taux de bénévolat. Les jeunes mariés, les étudiants à temps partiel et les jeunes «très religieux» ont enregistré des augmentations moins élevées que la moyenne (d'au moins 9 points).

Tableau 1 : Taux du bénévolat chez les jeunes en 1997

	Taux			Changement depuis 1987		
	Tous les jeunes	Âge 15 à 19	Âge 20 à 24	Tous les jeunes	Âge 15 à 19	Âge 20 à 24
	%			points de %		
Total	**32,9**	**37,0**	**28,8**	***15,1***	***16,5***	***13,3***
Province						
Terre-Neuve	34,6	38,1	--	*17,4*	*19,8*	--
Île-du-Prince-Édouard	39,0	--	--	--	--	--
Nouvelle-Écosse	42,8	46,5	39,1	*17,9*	*19,4*	*16,5*
Nouveau-Brunswick	32,8	43,2	22,8	*7,6*	*13,7*	*1,7*
Québec	25,7	25,8	25,6	*11,6*	*9,3*	*13,3*
Ontario	34,7	39,1	30,4	*20,5*	*23,2*	*17,6*
Manitoba	43,9	53,7	34,2	*17,7*	*19,9*	*14,6*
Saskatchewan	42,7	50,9	33,8	*19,7*	*27,1*	*11,4*
Alberta	38,1	42,9	33,2	*10,2*	*10,6*	*9,1*
Colombie-Britannique	28,2	35,3	21,4	*8,3*	*11,9*	*4,6*
Région de résidence						
Urbaine	32,5	35,8	29,4	*15,3*	*16,0*	*14,3*
Rurale	34,6	41,8	24,8	*14,4*	*19,1*	*7,4*
Sexe						
Femmes	34,9	40,3	29,6	*15,4*	*17,5*	*12,8*
Hommes	30,9	33,8	27,9	*14,8*	*15,6*	*13,7*
État matrimonial						
Marié ou conjoint de fait	20,1	--	19,6	*3,8*	--	*2,6*
Célibataire ou autre	34,5	37,0	31,2	*16,4*	*16,2*	*16,5*
En emploi						
Non	31,7	36,1	24,1	*13,5*	*16,6*	*8,0*
Oui	34,0	38,4	31,5	*16,6*	*17,0*	*16,3*
Type d'institution scolaire fréquentée						
Primaire ou secondaire	36,8	36,9	--	*15,0*	*14,9*	--
Collège communautaire/ Cégep	39,2	37,3	41,0	*18,8*	*14,8*	*23,2*
Université	42,2	62,1	39,1	*12,8*	*27,7*	*11,5*
Statut d'étudiant						
Temps plein	38,6	38,7	38,6	*15,2*	*15,4*	*14,5*
Temps partiel	25,3	--	33,0	*6,1*	--	*11,8*
Non-étudiant	24,4	32,4	22,5	*11,6*	*21,3*	*9,3*
Aperçu de l'état de santé						
Moyen ou faible	28,4	38,0	19,8	*11,7*	*16,5*	*7,0*
Bon ou excellent	33,2	36,9	29,5	*15,3*	*16,6*	*13,6*
Aperçu de la religiosité						
Pas vraiment religieux	31,7	35,9	27,6	*14,1*	*15,1*	*12,7*
Très religieux	47,7	53,3	42,3	*2,4*	*9,1*	*-3,8*

Sources : Enquête nationale sur le bénévolat; Enquête nationale sur le don, le bénévolat et la participation

Le taux de bénévolat chez les adolescents a augmenté de 17 points de pourcentage et a atteint 37 %, tandis que celui des «jeunes adultes» a augmenté de 13 points pour atteindre 29 %. Cette différence de croissance s'explique en partie par le taux plus élevé de fréquentation scolaire à temps plein chez les adolescents.

Les augmentations chez les deux groupes de jeunes variaient de légères à très importantes dans quelques sous-populations. La hausse du taux chez les adolescents était très marquée en Ontario et en Saskatchewan et aussi parmi les universitaires et les non-étudiants. Parmi les jeunes adultes, le taux d'augmentation était important chez les résidents de l'Ontario et chez les jeunes fréquentant les collèges communautaires ou les cégeps. Le taux d'augmentation était relativement peu élevé à la fois chez les adolescents et les jeunes adultes du Nouveau-Brunswick et de la Colombie-Britannique, ainsi que chez les «très religieux» (8 points de pourcentage ou moins).

Quels organismes attirent les jeunes bénévoles?

On peut analyser cette croissance du bénévolat chez les jeunes en examinant le phénomène sous un troisième angle, c'est-à-dire en effectuant une comparaison entre les organismes choisis par les jeunes en 1987 et en 1997. Au chapitre du bénévolat, les organismes multifonctionnels et les clubs philanthropiques ont effectué d'énormes gains auprès des emplois pour les jeunes[3], tout comme les services sociaux et les organismes dispensateurs de soins et de soutien (tableau 2). Les pertes les plus lourdes ont été enregistrées dans les organismes voués à l'éducation et au développement de la jeunesse, suivis par les clubs de loisirs, les associations sportives et les organismes religieux.

En 1997, la catégorie regroupant la plus grande proportion des emplois bénévoles occupés par des jeunes était celle des organismes multifonctionnels et des clubs philanthropiques (22 %), ce qui représente un gain de 16 points de pourcentage par rapport à 1987. La hausse était beaucoup plus sensible chez les étudiants à temps plein (18 points) que chez les autres jeunes (8 points). Ces organismes comprennent des groupements féminins multifonctionnels, des organismes autochtones et ethniques ainsi que des organismes comme la Croix-Rouge, l'Armée du salut et le YM-YWCA.

Tableau 2 : Bénévolat chez les jeunes et les adultes classés par organisme en 1997

			Âge 15 à 24		
	Tous les âges	Âge 25+	Total	Étudiants à temps plein	Autres jeunes
			%		
Total	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**
Multifonctionnels; clubs philanthropiques	15,0	13,7	21,6	24,6	13,8
Clubs de loisirs, associations sportives	15,6	16,0	13,4	12,0	17,1
Santé	13,7	14,2	11,5	11,6	11,3
Éducation et développement de la jeunesse	9,1	8,6	11,4	12,2	9,1
Religion	14,2	14,9	10,8	11,5	9,2
Services sociaux, soins et soutien	9,2	8,9	10,2	9,1	13,3
Environnement; justice; étranger; autre*	7,1	6,9	8,1	7,3	10,3
Intérêt économique; arts et culture**	9,0	9,4	7,3	6,4	9,7
Intérêt social ou public	7,1	7,4	5,6	5,4	6,1
	Changement en points de pourcentage de 1987 à 1997				
Multifonctionnels; clubs philanthropiques	*5,9*	*4,2*	*15,7*	*18,4*	*8,4*
Clubs de loisirs, associations sportives	*-1,1*	*-0,3*	*-6,1*	*-4,2*	*-7,1*
Santé	*3,2*	*3,3*	*2,8*	*3,5*	*1,7*
Éducation et développement de la jeunesse	*-5,7*	*-4,6*	*-14,5*	*-22,4*	*-4,3*
Religion	*-3,6*	*-3,3*	*-4,7*	*-4,3*	*-6,0*
Services sociaux, soins et soutien	*-0,2*	*-0,9*	*4,5*	*3,9*	*6,6*
Environnement; justice; étranger; autre*	*2,9*	*2,9*	*2,9*	*2,4*	*4,5*
Intérêt économique; arts et culture**	*-0,7*	*-0,7*	*0,1*	*1,1*	*-0,3*
Intérêt social ou public	*-0,8*	*-0,7*	*-0,8*	*1,4*	*-3,7*

Sources : Enquête nationale sur le bénévolat; Enquête nationale sur le don, le bénévolat et la participation

* *Environnement, faune et flore; loi et justice; international et étranger; et tous les autres organismes.*

** *Intérêt économique et en matière d'emploi; arts, culture et organismes humanitaires.*

Les gains quant à la proportion d'emplois bénévoles occupés par des jeunes ont été beaucoup plus modestes du côté des services sociaux et des organismes dispensateurs de soins et de soutien (5 points). En 1987, ces groupes se classaient à l'avant-dernier rang quant à la proportion d'emplois pour les jeunes; en 1997, ils se situaient deux crans plus haut, avec 10 % de tous les emplois bénévoles occupés par des jeunes.

Ce sont les organismes voués à l'éducation et au développement de la jeunesse qui ont connu la désaffection la plus marquée (15 points de pourcentage), principalement en raison d'une diminution de 22 points par rapport à l'ensemble des étudiants à temps plein bénévoles. Les Guides du Canada, les programmes sportifs et artistiques en milieu scolaire, les programmes d'alphabétisation et de langues et les associations étudiantes tombent dans cette catégorie, laquelle avait attiré le plus haut pourcentage de jeunes bénévoles en 1987 (26 %) et le quatrième pourcentage le plus élevé en 1997 (11 %).

La proportion des jeunes bénévoles attirés par les clubs de loisirs et les associations sportives a également fondu, passant de 20 % en 1987 à 13 % en 1997. Cette baisse est principalement attribuable à une diminution de 7 points chez les étudiants à temps partiel ou les non-étudiants bénévoles. La part des étudiants à temps plein a chuté de 4 points. En dépit de cette perte, ce secteur est demeuré en deuxième position en 1997. Les organismes religieux ont perdu du terrain à cause des étudiants à temps partiel ou des non-étudiants (6 points) et des étudiants à temps plein (4 points). Les organismes de santé ont connu une hausse de 3 points et le groupe environnement/justice/étranger/autres organismes, (regroupés en raison de la faible taille de l'échantillon), une hausse de 3 points. La proportion de jeunes faisant du bénévolat dans des organismes voués à l'emploi, à la culture et aux sciences humaines a changé très légèrement au cours de la décennie.

Quelle influence a eu le marché du travail sur le bénévolat?

Se peut-il qu'un marché du travail allant de mal en pis (par rapport aux autres travailleurs) ait incité certains jeunes à se tourner vers l'action bénévole pour obtenir de l'expérience ou établir des contacts pour le travail? Leur situation sur le marché du travail s'est effectivement détériorée entre 1987 et 1997, du moins par rapport à un aspect important : le taux de chômage chez les jeunes a augmenté de 3,1 points de pourcentage, comparativement à 0,2 point pour la population active âgée de 25 ans ou plus (Sunter et Bowlby, 1998). Cette augmentation a été beaucoup plus marquée chez les adolescents (6,7 %)—le groupe chez lequel on remarque une augmentation relativement élevée du bénévolat—que chez les jeunes adultes (0,9 %).

La situation changeante des jeunes possédant un emploi peut également avoir influencé leur décision de faire du bénévolat. Certains jeunes travaillent à temps partiel bien qu'ils préféreraient travailler à temps plein. Au cours de la décennie, le pourcentage de jeunes travaillant «involontairement» à temps partiel est passé de 7,4 % à 11,2 %, soit une augmentation de 3,8 points de pourcentage. Par comparaison, chez les travailleurs de 25 ans ou plus, l'augmentation n'a été que de 1,9 point, soit de 3,2 % à 5,1 %. L'augmentation absolue et relative du travail à temps partiel parmi les jeunes peut les avoir incités à faire du bénévolat pour améliorer leurs perspectives d'emploi à temps plein.

La hausse à la fois du taux de chômage et du travail à temps partiel involontaire chez les jeunes semble indiquer que cet intérêt croissant pour le bénévolat prend sa source dans les conditions du marché du travail. Malheureusement, ce changement dans les raisons motivant le bénévolat au cours de la décennie ne peut être retracé parce que l'enquête de 1987 ne comportait aucune question à cet égard. Les réponses obtenues en 1997 permettent au moins d'entrevoir la possibilité que les changements dans les conditions du marché du travail aient contribué à la hausse du taux de bénévolat chez les jeunes.

Qu'est-ce qui motive les jeunes à devenir bénévoles?

Environ 91 % des étudiants à temps plein bénévoles et 94 % des autres jeunes ont dit faire du bénévolat parce qu'ils croyaient qu'ils s'agissait là d'une bonne cause (tableau 3). On trouve des résultats semblables pour l'ensemble des bénévoles (Hall et al., 1998) et des aînés (Jones, 1999).

Les étudiants à temps plein semblent plus enclins que les autres jeunes à faire du bénévolat pour des raisons liées à l'emploi : c'est le cas de 59 % d'entre eux, comparativement à 43 % des autres jeunes. Environ 70 % des étudiants à temps plein, comparativement à 64 % des autres jeunes, faisaient du bénévolat pour

Tableau 3 : Motifs du bénévolat

Motif		Motif cité	Motifs additionnels: Foi	Compétences	Capacités	Emplois	Touché	Amis	Religion
		%							
Foi en la cause	Étudiants à temps plein	91	...	83	70	60	58	34	21
	Autres jeunes	94	...	82	65	42	70	29	23
Application des compétences et de l'expérience	Étudiants à temps plein	83	91	...	78	67	58	34	21
	Autres jeunes	82	94	...	74	50	72	31	23
Connaissance des capacités	Étudiants à temps plein	70	92	93	...	70	58	35	21
	Autres jeunes	64	96	96	...	53	70	30	26
Accroissement des possibilités d'emploi	Étudiants à temps plein	59	92	93	82	...	55	38	18
	Autres jeunes	43	92	95	78	...	73	29	23
Personnellement touché par la cause	Étudiants à temps plein	55	97	88	74	59	...	37	28
	Autres jeunes	68	97	87	66	45	...	26	28
Amis bénévoles	Étudiants à temps plein	35	90	80	71	65	58	...	24
	Autres jeunes	30	89	86	64	42	60	...	14
Croyances ou obligations religieuses	Étudiants à temps plein	20	96	89	76	55	77	42	...
	Autres jeunes	22	98	86	77	45	87	19	...

Source : Enquête nationale sur le don, le bénévolat et la participation, 1997
Nota : Les bénévoles devaient indiquer tous les motifs qui s'appliquaient à eux.

mieux connaître leurs capacités. Une autre raison liée à l'emploi se dégage cependant—l'application des compétences et l'acquisition d'une expérience—laquelle était à peu près d'importance égale pour les deux groupes.

Pour les jeunes ne fréquentant plus l'école à temps plein, l'acquisition de compétences liées à l'emploi constituait également un facteur important. Quelque 82 % d'entre eux faisaient du bénévolat pour utiliser leurs compétences et leur expérience et 64 % pour mieux connaître leurs capacités. Le fait d'être touché personnellement par la cause constituait également un motif de bénévolat communément évoqué par les jeunes non-étudiants (68 %). Seulement 55 % des étudiants à temps plein ont donné cette explication comme motif pour donner de leur temps.

Les étudiants à temps plein comme les autres jeunes possédaient en moyenne quatre motifs pour faire du bénévolat. Si on considère ces motifs par groupes de deux, le lien présumé entre les motifs relatifs au marché du travail et les études à temps plein est encore plus fort que si on examine chaque motif individuellement. Par exemple, parmi les jeunes qui font du bénévolat pour se servir de leurs compétences et de leur expérience, les étudiants étaient beaucoup plus susceptibles que les autres jeunes de faire du bénévolat pour augmenter du même coup leurs chances face à l'emploi (67 % contre 50 %). De la même façon, parmi les jeunes faisant du bénévolat pour mieux connaître leurs capacités, les étudiants à temps plein étaient beaucoup plus susceptibles que les autres de donner de leur temps pour hausser leurs chances face à l'emploi (70 % contre 53 %). Même parmi ceux qui faisaient du bénévolat pour des raisons non liées à l'emploi, les étudiants étaient plus enclins que les autres jeunes d'évoquer l'emploi en tant que motif supplémentaire. Parmi les jeunes qui, par exemple, faisaient du bénévolat parce que leurs amis en faisaient, 65 % des étudiants à temps plein mentionnaient également les possibilités d'emploi, ce qui était le cas chez 42 % des autres jeunes.

Cette analyse a également examiné les combinaisons les plus fréquentes de trois motifs de bénévolat chez les jeunes (ne figure pas). Certaines combinaisons étaient plus populaires que d'autres. Environ 60 % des étudiants à temps plein ont évoqué les trois motifs

suivants : leur foi en la cause défendue par l'organisme bénévole, l'application de leurs compétences et expérience et le désir de mieux connaître leurs capacités. Un peu plus de la moitié d'entre eux ont ajouté aux deux premières raisons le désir d'accroître leurs possibilités d'emploi. Les autres jeunes ont également mentionné ces deux premières raisons, en plus du désir de mieux connaître leurs capacités (58 %) ou encore le fait d'être touché personnellement par la cause défendue par l'organisme (ou de connaître quelqu'un ayant été touché) (57 %). Pour ce qui est et des étudiants à temps plein et des autres jeunes, l'altruisme et l'intérêt personnel, en particulier liées à l'emploi, semblaient tous deux jouer un rôle dans leur décision de donner de leur temps à un organisme bénévole.

Le bénévolat est-il profitable pour les jeunes?

Tant les étudiants à temps plein que les autres jeunes ont indiqué que les plus grands avantages tirés du bénévolat sont l'acquisition de compétences en relations humaines, suivie par l'aptitude à communiquer, les connaissances, le sens de l'organisation et les techniques de gestion, l'apprentissage des techniques de financement, des compétences techniques et en travail de bureau et autres compétences ou connaissances (tableau 4). Cela correspond aux constatations faites pour l'ensemble des bénévoles (Hall et al., 1998).

Une grande proportion d'étudiants à temps plein et d'autres jeunes (de 66 % à 86 %) ont constaté une amélioration de leurs compétences en relations humaines et de leur aptitude à communiquer de même que l'acquisition de nouvelles connaissances. Soixante-quatre pour cent des étudiants et 61 % des autres jeunes ont signalé des bienfaits sur le plan de l'organisation ou des techniques de gestion. Les étudiants étaient plus susceptibles que les autres jeunes d'acquérir tous les avantages mentionnés mis à part l'acquisition de compétences en relations humaines.

En moyenne, les étudiants à temps plein ont déclaré 3,9 avantages et les autres jeunes, 3,7. Parmi les jeunes ayant affirmé avoir fait des gains sur le plan des

Tableau 4 : Avantages du bénévolat

Avantages		Avantages cités	Avantages accessoires: Relations humaines	Communication	Connaissances	Organisation	Financement	Travail de bureau	Autres compétences
						%			
Compétences en relations humaines	Étudiants à temps plein	82	...	90	76	72	52	41	17
	Autres jeunes	86	...	83	71	67	40	30	12
Aptitude à communiquer	Étudiants à temps plein	79	94	...	79	73	54	42	17
	Autres jeunes	74	96	...	72	72	46	34	14
Acquisition de connaissances	Étudiants à temps plein	69	91	90	...	74	52	45	18
	Autres jeunes	66	92	81	...	71	43	33	14
Sens de l'organisation et techniques de gestion	Étudiants à temps plein	64	92	90	80	...	56	51	17
	Autres jeunes	61	95	87	77	...	46	39	14
Techniques de financement	Étudiants à temps plein	49	87	87	74	73	...	46	16
	Autres jeunes	38	92	91	75	75	...	40	--
Compétences techniques ou en travail de bureau	Étudiants à temps plein	37	91	89	84	88	60	...	18
	Autres jeunes	28	92	89	78	85	53	...	--
Autres compétences ou connaissances	Étudiants à temps plein	15	95	88	85	74	51	45	...
	Autres jeunes	12	86	83	74	68	--	--	...

Source : Enquête nationale sur le don, le bénévolat et la participation, 1997
Nota : Les bénévoles devaient indiquer tous les motifs qui s'appliquaient à eux.

compétences en relations humaines, les étudiants étaient plus susceptibles que les autres de mentionner des gains dans leur aptitude à communiquer (par une marge de 7 points de pourcentage), dans l'acquisition des techniques de financement (12 points) ou des compétences techniques et en travail de bureau (11 points). Parmi les jeunes ayant déclaré avoir acquis des connaissances, les étudiants étaient les plus enclins à mentionner aussi une amélioration de leur aptitude à communiquer (par une marge de 9 points), dans l'apprentissage des techniques de financement (9 points) ou l'acquisition de compétences techniques et en travail de bureau (12 points).

Il se peut que les organismes bénévoles soient intéressés à savoir quels avantages combinés sont attrayants pour les jeunes gens. Pour les étudiants à temps plein et les autres jeunes, seulement deux groupes de trois avantages ont été mentionnés par plus de 50 % des bénévoles : les compétences en relations humaines, l'aptitude à communiquer et soit l'acquisition de nouvelles connaissances, soit le sens de l'organisation et les techniques de gestion. Les étudiants étaient plus susceptibles de citer la première combinaison (59 %) que la seconde (55 %). Ces combinaisons ont été mentionnées par un pourcentage égal des autres jeunes, soit 52 %.

Résumé

Alors qu'on observait une augmentation plus lente du taux d'action bénévole chez les autres groupes d'âge, le taux chez les jeunes a presque doublé entre 1987 et 1997, passant de 18 % à 33 %. Dans l'ensemble des emplois bénévoles, la part occupée par des jeunes a également augmenté.

La composante la plus déterminante face à l'accroissement des jeunes bénévoles correspondait à la tendance croissante chez les étudiants à temps plein à consacrer de leur temps à des activités bénévoles. Cela représentait plus de la moitié de la hausse du taux de bénévolat chez les jeunes. La deuxième plus importante composante, soit la hausse du taux de probabilité pour les autres jeunes de faire du bénévolat, correspondait à un autre 35 % de cette augmentation. La proportion croissante des étudiants à temps plein dans ce groupe d'âge correspondait aux 14 % restants.

L'étude a également examiné le taux de bénévolat chez diverses sous-populations de jeunes. Les hausses étaient relativement élevées en Ontario et en Saskatchewan, et relativement faibles au Nouveau-Brunswick et en Colombie-Britannique. Le taux chez les adolescents au Canada a augmenté de 17 points de pourcentage pour atteindre 37 %, alors que le taux chez les jeunes adultes a augmenté de 13 points, pour atteindre 29 %.

La part des emplois bénévoles accaparée par les groupements multifonctionnels et les clubs philanthropiques est passée de 6 % à 22 %. Les services sociaux et les organismes bénévoles dispensateurs de soins et de soutien ont enregistré une augmentation de 5 points de pourcentage, ce qui représente 10 % de tous les postes bénévoles occupés par des jeunes. Les organismes voués à l'éducation et au développement de la jeunesse ont subi les pertes les plus importantes.

La hausse du taux de chômage chez les jeunes par rapport aux travailleurs plus âgés a pu inciter certains jeunes, les adolescents en particulier, à faire du bénévolat. Le taux d'emploi à temps partiel involontaire a également augmenté plus rapidement parmi les jeunes que parmi la population active plus âgée au cours de la période. Cette hausse peut avoir incité certains jeunes à faire du bénévolat afin d'améliorer leurs perspectives d'emploi à temps plein.

Les étudiants à temps plein étaient plus enclins que les autres jeunes à faire du bénévolat pour des raisons liées au travail. Cela était particulièrement vrai chez ceux qui faisaient du bénévolat pour augmenter leurs chances de décrocher un emploi et pour mieux connaître leurs capacités. Le bénévolat en vue d'améliorer les compétences liées à l'emploi constituait également un motif important pour les autres jeunes.

En 1997, ces deux groupes avaient tendance à mentionner comme avantage retiré du bénévolat l'amélioration de leurs compétences en relations humaines, suivie par l'aptitude à communiquer, l'acquisition de nouvelles connaissances, et enfin le sens de l'organisation et les techniques de gestion. Les autres jeunes avaient davantage tendance à mentionner les compétences en relations humaines que les étudiants à temps plein.

Perspective

Notes

1 Cette affirmation peut être démontrée. Parmi les jeunes âgés entre 20 et 24 ans, par exemple, les bénévoles étaient plus susceptibles que les autres d'avoir voté aux dernières élections fédérales (69 % contre 55 %), aux élections provinciales (62 % contre 49 %) et aux élections municipales (38 % contre 34 %).

2 En septembre 1999, l'Ontario est devenu la première province à rendre obligatoire le service communautaire pour des étudiants du secondaire en offrant un crédit équivalent à 40 heures de service. Une étude a révélé que l'attribution de crédits avait des répercussions positives sur le travail bénévole deux ans après la fin des études collégiales (Fitzsimmons, 1986).

3 Dans cette section on parle des *emplois* bénévoles chez les jeunes plutôt que de bénévoles car une personne peut faire du bénévolat auprès de deux organismes ou plus.

Documents consultés

BOWLBY, G. et P. JENNINGS, *L'emploi des jeunes : une leçon sur son recul*, nº 81-003-XPB au catalogue, vol. 5, nº 3, Statistique Canada, Ottawa, 1999, p. 36-42.

FITZSIMMONS, V.R. «Socialization and volunteer work: the role of parents and college volunteering.» *Journal of Voluntary Action Research*, vol. 15 nº 4, octobre-décembre 1986, p. 57-66.

HALL, M.H., T. KNIGHTON, P. REED, P. BUISSIÈRE, D. McRAE et P. BOWEN. *Canadiens dévoués, Canadiens engagés : points saillants de l'Enquête nationale de 1997 sur le don, le bénévolat et la participation*, nº 71-542-XPF au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1998.

JONES, F., «Le bénévolat chez les aînés», *L'emploi et le revenu en perspective*, nº 75-001-XPF au catalogue, vol. 11, nº 3, Statistique Canada, Ottawa, automne 1999, p. 9-19.

SEROW, R.C., J. CIECHALSKI et C. DAYE. «Students as volunteers: personal competence, social diversity, and participation in community service.» *Urban Education*, vol. 25, nº 1, juillet 1990, p. 157-168.

SUNDEEN, R.A. et S.A. RASKOFF. «Teenage volunteers and their values.» *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, vol. 24, nº 4, hiver 1995, p. 337-357.

SUNTER, D., et G. BOWLBY, «L'activité sur la marché du travail dans les années 1990», *L'emploi et le revenu en perspective*, nº 75-001-XPF au catalogue, vol. 10, nº 3, Statistique Canada, Ottawa, automne 1998, p. 16-22.

Annexe

Répartition de la hausse du taux de bénévolat chez les jeunes (technique *shift-share*)

Le taux global de bénévolat chez les jeunes correspond au taux de bénévolat chez les étudiants à temps plein, additionné au taux de bénévolat chez les autres jeunes, chaque taux étant pondéré selon la portion de la population jeune qu'il représente. C'est-à-dire,

$$TB_{jeunes} = TB_{étudiants\ à\ temps\ plein} \bullet P_{étudiants\ à\ temps\ plein} + TB_{autres\ jeunes} \bullet P_{autres\ jeunes}$$

Une analyse selon la technique *shift-share* a été utilisée pour décomposer la modification de ce taux dans le temps. Dans la première partie de l'équation, on fait varier le taux de bénévolat chez les étudiants à temps plein entre 1987 et 1997 pendant que la moyenne de la proportion des étudiants à temps plein à ces deux moments est maintenue constante.

Effets de la modification du taux d'emploi chez les jeunes étudiant à temps plein =

$$(TB_{étudiants\ à\ temps\ plein\ en\ 1987} - TB_{étudiants\ à\ temps\ plein\ en\ 1997}) \bullet \overline{P}_{étudiants\ à\ temps\ plein}$$

Ce calcul permet de mesurer les effets de la modification du taux de bénévolat chez les étudiants à temps plein. De façon similaire, on fait varier la proportion de la population étudiant à temps plein tout en maintenant constante la moyenne du taux de bénévolat chez les étudiants à temps plein.

Effets de la modification dans la partie de la population jeune qui fréquente l'école à temps plein =

$$(P_{étudiants\ à\ temps\ plein\ en\ 1987} - P_{étudiants\ à\ temps\ plein\ en\ 1997}) \bullet \overline{TB}_{étudiants\ à\ temps\ plein}$$

Cette méthode de calcul est ensuite appliquée à la seconde partie de l'équation en vue de déterminer les effets de la modification du taux de bénévolat chez les «autres» jeunes et les effets de la modification de la proportion de jeunes qui ne fréquentent pas l'école à temps plein. Parce qu'ils ne peuvent se modifier indépendamment les uns des autres, les effets de la modification dans la proportion des étudiants qui fréquentent l'école à temps plein et de ceux qui ne fréquentent pas l'école à temps plein sont additionnés. On obtient ainsi les effets de la hausse de la fréquentation scolaire à temps plein sur le taux de bénévolat global.

Nota: Ces formules ont été tirées et adaptées de Bowlby et Jennings, 1999.

La transition des études au marché du travail

Geoff Bowlby

Le passage des études au travail est une chose à laquelle sont confrontés tous les Canadiens à un moment ou à un autre dans leur vie. Pour certains, la transition des études au monde du travail se fait en douceur, rapidement et assez facilement. Pour d'autres, il peut falloir longtemps pour trouver leur premier emploi après leurs études.

La transition des études au marché du travail

On peut diviser les jeunes en quatre catégories fondées sur leur activité sur le marché du travail et sur la fréquentation scolaire : ceux qui étudient et qui ne travaillent pas; ceux qui étudient et qui travaillent; ceux qui travaillent et qui n'étudient pas; et ceux qui ne travaillent pas et qui n'étudient pas.

La première catégorie est la plus large. Même si beaucoup de ces jeunes ont travaillé auparavant, certains d'entre eux n'ont pas encore entrepris la transition des études au travail.

Entre 1989 et 1993, la proportion de jeunes de 15 à 24 ans qui étudiaient et qui ne travaillaient pas est passée de 29 % à 38 %. Elle s'est accrue légèrement depuis, atteignant 40 % en 1998 (tableau 1).

Le nombre de jeunes qui étudient et qui travaillent en même temps donnent une indication du nombre d'entre eux qui sont en train d'entreprendre la transition des études au travail. Ces jeunes font l'essai du marché du travail souvent pour la première fois, et acquièrent l'expérience de travail nécessaire pour les années qui suivront la fin de leurs études.

Adapté d'un article dans Le point sur la population active *(n° 71-005-XPB au catalogue, vol. 3, n° 4, Statistique Canada, automne 1999).* *Geoff Bowlby est au service de la Division de la statistique du travail. On peut communiquer avec lui au (613) 951-3325 ou à bowlgeo@statcan.ca.*

En 1989, environ 22 % des jeunes étudiaient et travaillaient en même temps, ce qui n'a pas beaucoup changé au cours des années 90, malgré une hausse de la fréquentation scolaire.

Travailler et ne pas étudier, la situation qui était la plus répandue chez les jeunes en 1989, est aujourd'hui beaucoup moins courant. En 1989, quelque 37 % des jeunes n'étudiaient pas et travaillaient. Cette proportion a diminué de façon spectaculaire au début des années 90, atteignant 28 % en 1993, niveau où elle est demeurée pour les cinq années suivanates (graphique A).

Cette diminution coïncide avec l'augmentation importante du pourcentage de jeunes qui ne travaillaient pas, et qui étudiaient. Cela laisse supposer que la récession du début des années 90 a forcé certains jeunes à abandonner le marché du travail et à retourner aux études ou les a incités à poursuivre leurs études.

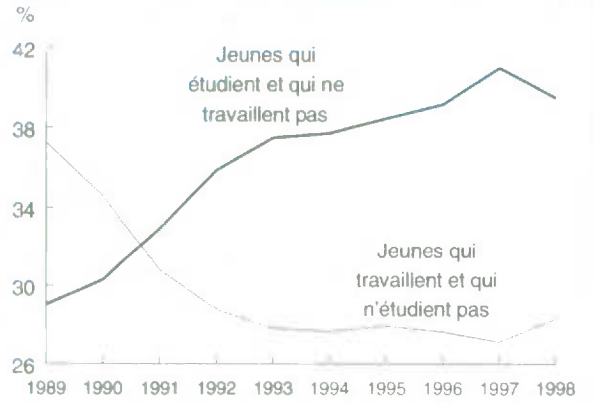
Finalement, les autres 11 % de jeunes n'étudiaient pas et ne travaillaient pas. Cette proportion n'a pas beaucoup varié au cours des années 90.

Tableau 1 : Activités scolaires et professionnelles chez les jeunes de 15 à 24 ans

	Qui étudient		Qui n'étudient pas	
	Qui ne travaillent pas	Qui travaillent	Qui travaillent	Qui ne travaillent pas
	%			
1984	30	15	37	17
1986	30	18	38	15
1988	29	21	37	12
1990	30	22	35	13
1992	36	22	29	13
1994	38	22	28	13
1996	39	21	28	12
1998	40	21	28	11

Source : Enquête sur la population active, moyenne de 8 mois excluant de mai à août

Graphique A: Les jeunes sont maintenant moins enclins à travailler et à ne pas étudier.



Source : Enquête sur la population active, moyenne de 8 mois excluant de mai à août

Il est évident, à en juger d'après ces données, que moins de jeunes aujourd'hui ont achevé leur transition initiale des études au marché du travail. Également, la fréquentation scolaire chez les jeunes est historiquement assez élevée (61 %). Est-ce là une indication selon laquelle les jeunes repoussent à un âge plus avancé leur transition des études au marché du travail?

Une technique mise au point pour mesurer l'âge moyen du début et de la fin de la transition des études au marché du travail, élaborée par l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), laisse entendre que la réponse à la question est affirmative.

Selon l'OCDE, cette transition s'effectue entre l'âge où les jeunes ne sont plus principalement aux études sans travailler et l'âge où la majorité d'entre eux travaille sans étudier (OCDE, 1997). Il est évident à partir de cette définition que le processus de transition au Canada est devenu plus long ces dernières années (graphique B).

En 1985, la durée moyenne de la transition était alors de six ans. Cette année-là, la transition débutait à 16 ans et se terminait à 21 ans. L'année suivante, comme les jeunes commençaient à combiner plus tôt les études et le travail, la transition débutait à 15 ans et se terminait à 21 ans en moyenne. Cette tendance s'est maintenue pendant un certain nombre d'années, jusqu'en 1990 et 1991, époque où la détérioration du marché du travail a prolongé la transition jusqu'à 22 ans.

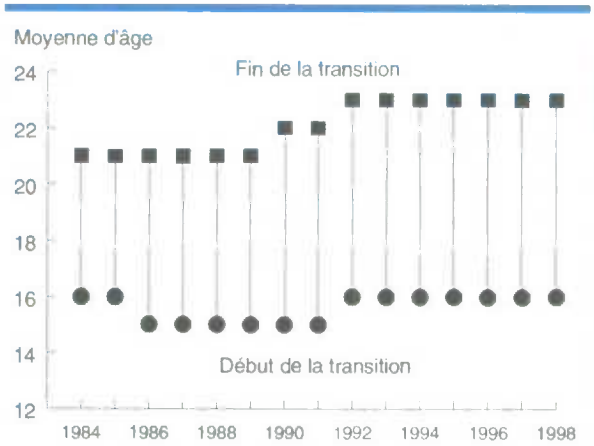
En 1998, la transition des études au travail prenait en moyenne huit ans; elle débutait à 16 ans et se terminait à 23 ans. Cela a été en moyenne l'âge du début et l'âge de la fin de cette transition depuis 1992.

La phase finale du passage au marché du travail

Certains éléments laissent entendre que la transition des études au marché du travail prend plus de temps, mais les raisons de ce phénomène ne sont pas évidentes. Les jeunes étudient aujourd'hui plus longtemps mais peut-être prennent-ils aussi plus de temps pour trouver un emploi une fois qu'ils ont obtenu leur diplôme.

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) suit les gens au fil du temps (enquête longitudinale). Il est donc possible de constater le taux de titulaires d'un diplôme qui font la transition des études à temps plein à un emploi à temps plein.

Graphique B : La transition de l'école au marché du travail est plus longue.



Source : Enquête sur la population active, moyenne de 8 mois excluant de mai à août

Nota : Selon l'OCDE, l'âge du début de la transition entre les études et le marché du travail correspond au premier âge auquel moins de 75 % des jeunes ne travaillent pas. La fin de la période de transition correspond au premier âge auquel plus de 50 % des jeunes ont cessé leurs études.

Selon l'EDTR, quelque 225 000 jeunes âgés de 15 à 29 ans avaient obtenu un diplôme en 1996, à la suite d'études à temps plein et n'étaient pas retournés aux études dans les 12 mois qui avaient suivi l'obtention de leur diplôme (ce qu'on appelle les titulaires d'un diplôme n'étant pas retournés étudier). Sur ce nombre, 181 000 (80 %) avaient trouvé un emploi à plein temps en l'espace d'un an ou moins après l'obtention de leur diplôme.

La proportion de titulaires d'un diplôme n'étant pas retournés étudier qui ont trouvé un emploi à temps plein a tendance à plafonner environ 6 mois après l'obtention du diplôme. Il semblerait que, si le titulaire d'un diplôme n'a pas trouvé un emploi à temps plein après ces six mois, sa recherche d'emploi devient de plus en plus difficile.

Six mois plus tard, environ 70 % des diplômés de 1996 n'étant pas retournés étudier avaient trouvé un emploi à temps plein, ce qui ne laisse que 10 % de diplômés ayant trouvé un emploi à temps plein entre le 7e et le 12e mois (graphique C). Environ 30 % des diplômés ont commencé un emploi à temps plein le mois où ils ont obtenu leur diplôme.

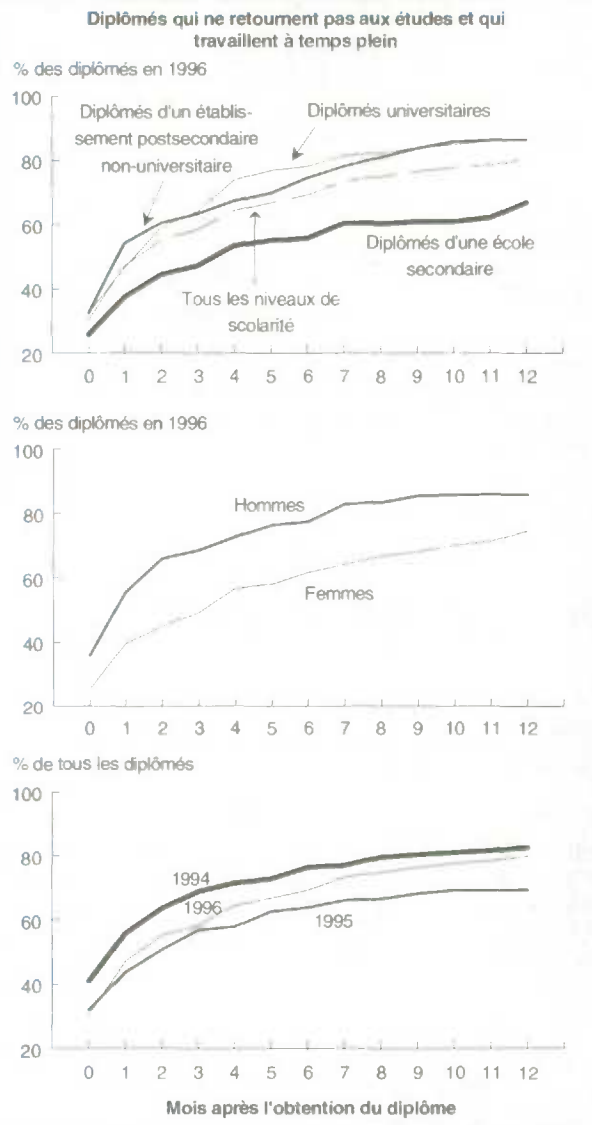
Les hommes font plus rapidement la transition des études à un travail à temps plein. Cela peut refléter une tendance plus marquée chez les femmes à travailler à temps partiel pour des raisons d'ordre familial et n'est pas nécessairement un marché du travail plus difficile pour les femmes.

En 1996, quelque 86 % des diplômés masculins avaient trouvé un emploi à temps plein en l'espace d'un an ou moins après l'obtention de leur diplôme, comparativement à 75 % des diplômées.

En se basant sur d'autres indicateurs, les titulaires d'un diplôme d'études secondaires avaient plus de difficulté à trouver un emploi que les titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires. Si environ 86 % des titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires avaient trouvé un emploi à temps plein en l'espace d'un an ou moins après l'obtention de leur diplôme, seulement les deux tiers des titulaires d'un diplôme d'études secondaires avaient fait de même.

Le taux de diplômés qui ont fait la transition au travail en 1994, en 1995 ou en 1996 dépendait, comme prévu, de la situation du marché du travail au cours des 12 mois suivant l'obtention de leur diplôme. Les diplômés de 1994, année où l'augmentation du nombre d'emplois a été marquée, sont ceux qui ont eu le moins de difficulté à trouver un emploi à temps plein une fois qu'ils avaient obtenu leur diplôme. À 12 mois après avoir obtenu leur diplôme, 83 % des titulaires d'un diplôme obtenu en 1994 n'étant pas retournés étudier avaient trouvé un emploi à temps plein. Cette année-là, le nombre total d'emplois a augmenté de 381 000 ou de 3 %.

Graphique C : Les hommes et les diplômés d'études postsecondaires trouvent du travail à temps plein plus tôt.



Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu

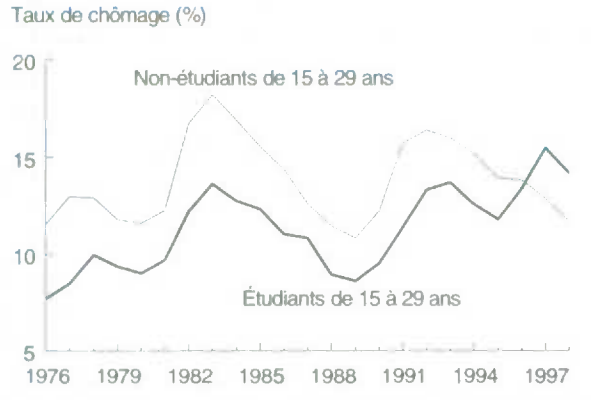
Par contre, les diplômés de 1995 qui, parmi les trois groupes de titulaires d'un diplôme ont fait face au marché le plus difficile, sont ceux qui ont eu le plus de difficulté à trouver un emploi à temps plein. À peine moins de 70 % des titulaires d'un diplôme obtenu en 1995 avaient fait de même en l'espace de 12 mois ou moins après l'obtention de leur diplôme. En 1995, le nombre d'emplois n'a augmenté que de 92 000, ou de moins de 1 %.

La situation du marché du travail pour l'ensemble des titulaires d'un diplôme

Pour comprendre entièrement la transition des études au travail, il faut non seulement étudier le processus de transition, mais également les activités des jeunes une fois qu'ils n'étudient plus. Le type d'emploi trouvé peut donner une indication du degré de réussite des jeunes au cours de leur transition dans le marché du travail. Nous examinons également dans ce qui suit, le cas des 25 à 29 ans, étant donné que beaucoup de gens tentent pour la première fois à cet âge d'entrer de plein pied sur le marché du travail.

Si la situation du marché du travail pour les jeunes titulaires d'un diplôme s'est manifestement détériorée entre le début et le milieu des années 90, la transition des études au travail semble être devenue plus facile ces derniers temps.

Graphique D : Le taux de chômage des jeunes non-étudiants a diminué sous celui des étudiants.



Source : Enquête sur la population active, moyenne de 8 mois excluant de mai à août

Bien que le taux d'emploi atteignait presque 78 % au début de la décennie, il est tombé à 72 % en 1992. Entre 1992 et 1996, il s'est rétabli lentement, n'augmentant que de 2 points de pourcentage.

Depuis 1996 cependant, le taux d'emploi s'est rapproché du niveau où il se situait avant la récession, atteignant 77 % en 1998. Malgré une baisse de leur population, il y avait en 1998, 62 000 jeunes non-étudiants de plus qu'en 1996 qui travaillaient. Cette augmentation récente du nombre d'emplois a contribué à réduire le taux de chômage chez les jeunes non-étudiants.

Entre 1989 et 1992, le taux de chômage chez les non-étudiants de 15 à 29 ans a grimpé de 10,8 % à 16,4 %. Cependant, il est tombé par la suite atteignant 11,7 % en 1998. Pour la première fois, le taux de chômage chez les jeunes non-étudiants était inférieur à celui des étudiants de 15 à 29 ans (graphique D). Si les jeunes non-étudiants ont bénéficié de la hausse du nombre d'emplois et de la réduction du chômage, l'augmentation du nombre d'emplois obtenus par les étudiants a, de son côté, été annulée par une hausse du nombre de ceux à la recherche de travail, ce qui a maintenu leur taux de chômage à un niveau élevé.

L'éducation fait une différence

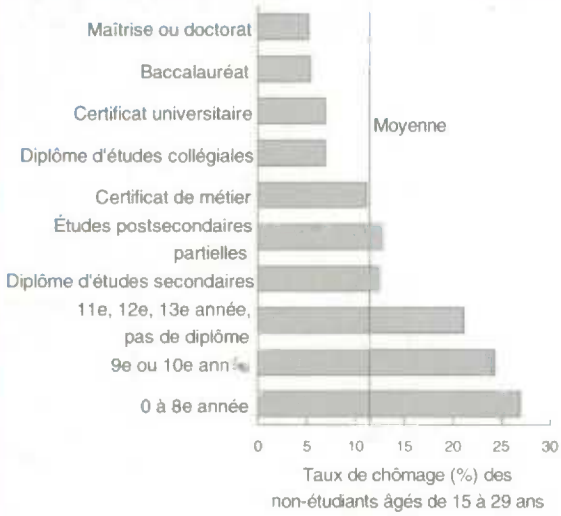
De toute évidence, l'éducation est un facteur clé de la réussite de la transition des études au marché du travail. Les conditions du marché sont bien meilleures pour les jeunes qui ont obtenu un diplôme d'études universitaires que pour ceux qui n'étudient pas et qui n'ont pas achevé leurs études primaires ou secondaires (graphique E).

En 1998, le taux d'emploi chez les non-étudiants de 15 à 29 ans qui possédaient un diplôme de maîtrise ou de doctorat était de 90,4 %. À l'autre extrémité du spectre, le taux d'emploi chez ceux qui n'avaient pas achevé d'études secondaires était de seulement 54,7 %.

Les taux de chômage montrent une disparité similaire. Le taux de chômage chez les non-étudiants de 15 à 29 ans qui n'avaient pas obtenu de diplôme d'études secondaires était de 23,3 %, tandis qu'il était de 5,2 % dans le cas de ceux qui possédaient un diplôme de maîtrise ou de doctorat.

Qui a trouvé un emploi lors de l'amélioration récente de la situation du marché du travail? L'augmentation du nombre d'emplois a été assez marquée pour

Graphique E : Plus le niveau de scolarité est élevé, moins les chances d'être au chômage sont grandes.



Source : Enquête sur la population active, moyenne de 8 mois excluant de mai à août

toucher même les jeunes non-étudiants les moins scolarisés, les taux d'emploi s'étant améliorés pour tous les niveaux de scolarité.

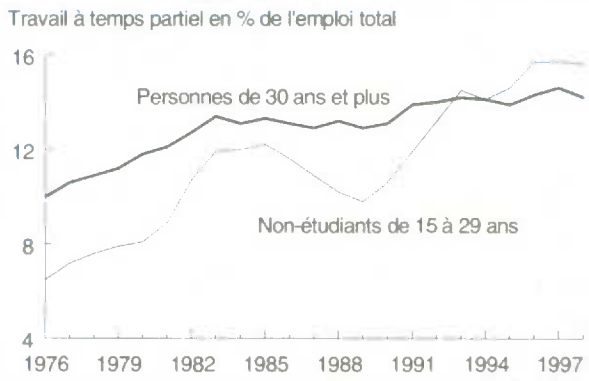
La qualité des emplois

Pour la première fois au cours des années 90, l'emploi à temps plein a progressé de 2,6 % chez les jeunes non-étudiants en 1998. Malgré cette augmentation, la proportion de jeunes non-étudiants qui travaillaient à temps partiel est demeurée inébranlablement élevée, à 15,6 % (graphique F).

La remontée du nombre d'emplois chez les jeunes non-étudiants semble avoir affecté leur salaire moyen. Même s'ils ont continué à gagner moins que les adultes, les jeunes non-étudiants ont rétréci l'écart qui séparait leur salaire horaire de celui des adultes.

En 1998, les jeunes non-étudiants âgés de 15 à 29 ans gagnaient 0,78 $ pour chaque 1,00 $ gagnés par les 30 ans et plus (tableau 2). Ces gains constituaient une légère hausse par rapport à leurs gains de 0,77 $ en 1997.

Graphique F : L'emploi à temps partiel est maintenant plus commun chez les jeunes non-étudiants que chez les employés plus âgés.



Source : Enquête sur la population active, moyenne de 8 mois excluant de mai à août

Résumé

La transition des études au marché du travail est sans doute plus complexe que jamais. Beaucoup de jeunes travaillent en même temps qu'elles étudient. D'autres, une fois diplômés, retournent aux études en tant qu'adultes. Ainsi, la marge qui sépare ces deux activités est loin d'être définie.

Tableau 2 : Salaire moyen pour les non-étudiants de 15 à 29 ans et les personnes de 30 ans et plus

	Salaire horaire moyen	Salaire hebdomadaire moyen	Ratio: Salaire horaire	Ratio: Salaire hebdomadaire
	$			
1997				
15 à 29 ans	10,70	392,55	0,77	0,75
30 ans et plus	13,96	525,13		
1998				
15 à 29 ans	11,02	404,26	0,78	0,76
30 ans et plus	14,17	534,06		

Source : Enquête sur la population active

Évaluer la transition des études au marché du travail

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) est une enquête-ménage longitudinale conçue pour saisir les changements au niveau du bien-être économique des gens et des familles au fil du temps en plus des déterminants de leur bien-être. On interviewe des gens annuellement pendant six ans et on leur demande de fournir des renseignements sur leur expérience du marché du travail, sur leur revenu et sur leur situation familiale.

L'EDTR détermine si une personne a été employée pendant un des mois de l'année. L'enquête détermine également si le répondant étudiait à temps plein pour chacun des mois et, si tel est le cas, quel type d'établissement d'enseignement il fréquentait. On recueille enfin de l'information sur l'année où le répondant a obtenu son diplôme.

La première étape pour évaluer la transition des études au travail a consisté à sélectionner des gens âgés de 16 à 30 ans qui ont obtenu leur diplôme en 1993, en 1994, en 1995 ou en 1996. Les 16 à 30 ans se rapprochent d'une décomposition commune à l'Enquête sur la population active (EPA) soient, les 15 à 29 ans. Parce que l'EDTR attribue un âge au répondant à la fin de l'année, les 16 à 30 ans apparaitraient comme des 15 à 29 ans dans l'EPA, qui celle-ci, enregistre l'âge de chaque répondant pour chacun des mois de l'année.

On a par la suite identifié les étudiants à temps plein qui avaient obtenu leur diplôme à un moment quelconque durant l'année. On suppose que le dernier mois durant lequel ces gens étudiaient est le mois dans lequel ils ont obtenu leur diplôme.

On a ensuite rétréci le groupe étudié pour n'y inclure que les diplômés qui n'étaient pas retournés étudier à temps plein dans les 12 mois ayant suivi l'obtention de leur diplôme.

La dernière étape a consisté à étudier la situation par rapport au marché du travail des titulaires d'un diplôme d'études à temps plein n'étant pas retournés étudier dans les mois ayant suivi l'obtention de leur diplôme. On a pu, grâce à cette information, définir le mois pendant lequel les gens ont commencé leur premier emploi à temps plein.

Certains des jeunes pour lesquels on a utilisé l'expression «ont commencé un emploi le mois où ils ont obtenu leur diplôme» dans la présente analyse peuvent en fait avoir trouvé leur premier emploi avant l'obtention de leur diplôme. Il est impossible à l'aide de la méthodologie expliquée ci-dessus, d'identifier les étudiants à plein temps ayant travaillé à temps plein avant l'obtention de leur diplôme et le mois de son obtention. Suivant l'EPA cependant, étant donné que seulement 1,7 % des étudiants à plein temps en 1996 travaillaient également à plein temps, on ne pense pas que cela puisse créer des problèmes majeurs pour l'analyse.

Bien que la méthode donne un aperçu du processus de transition des études au marché du travail, il ne s'agit pas d'une étude complète car certains groupes sont exclus : les étudiants à temps partiel effectuant une transition vers le travail à temps plein; les étudiants à temps plein qui ont fait une transition vers le travail à temps partiel; et ceux qui ont quitté l'école mais qui n'ont pas obtenu de diplôme. Cependant, il serait possible d'étudier ces groupes en appliquant des méthodes similaires sur les données de l'EDTR.

Cela ne veut pas dire que la transition des études au marché du travail ne peut être mesurée. En 1998, cette transition prenait en moyenne huit ans, commençant à 16 ans pour se terminer à 23 ans. De plus, les données tirées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu donnent un aperçu de la moyenne de temps requis pour trouver un emploi après l'obtention du diplôme. Même si bien des jeunes commencent un emploi le même mois de l'obtention de leur diplôme, la plupart requièrent plus de temps. Environ 80 % des étudiants à temps plein qui ont reçu leur diplôme en 1996 ont trouvé un emploi à temps plein au cours de la même année. Le pourcentage de diplômés qui ont trouvé un emploi à temps plein a tendance à plafonner 6 mois après l'obtention du diplôme.

Bien que l'âge de départ et d'arrivée soit resté inchangé depuis les sept dernières années, d'autres indicateurs démontrent que, dernièrement, la transition des études au marché du travail se fait plus aisément. Depuis 1996, le taux d'emploi pour les non étudiants de 15 à 29 ans a bondi à un niveau de pré-récession avec une forte augmentation de l'emploi en dépit d'une baisse dans leur population. Ceci a mené à un déclin continu du taux de chômage des jeunes non-étudiants.

Perspective

Documents consultés

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES. *Regards sur l'éducation. Analyse*, Paris : OCDE, 1997.

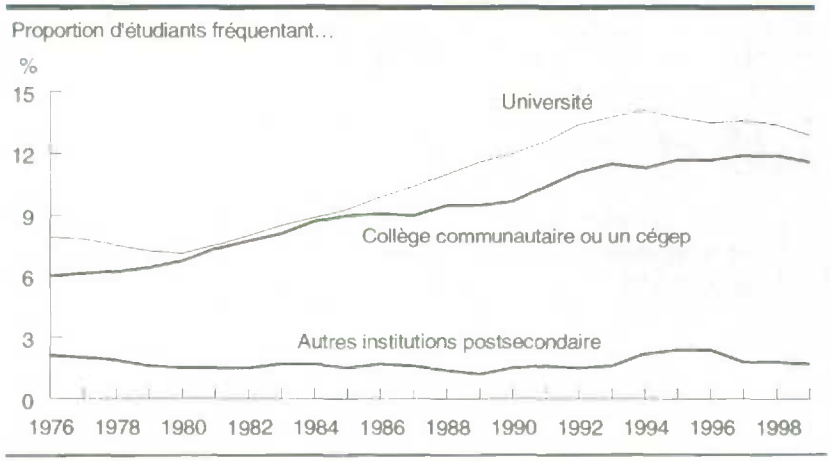
STATISTIQUE CANADA. «Les jeunes et le marché du travail» *Le point sur la population active*, n° 75-001-XPB au catalogue, printemps 1997.

Depuis la rédaction de cet article, les données ont été révisées. De nouveaux chiffres seront disponibles bientôt. Pour plus d'information concernant les révisions de l'EPA, voir «Quoi de neuf?» dans ce numéro.

En parlant des étudiants...

Étant donnée la forte relation entre l'éducation et le succès dans le marché du travail, il n'est pas surprenant de voir que les jeunes d'aujourd'hui sont plus susceptibles de poursuivre leur éducation au-delà des études secondaires.

L'éducation a révélé une influence continue sur les résultats du marché du travail. Par exemple, en 1998, les jeunes n'étudiant plus qui n'avaient pas de diplôme d'études secondaires étaient plus de trois fois plus enclins à être au chômage que les jeunes diplômés universitaire n'étudiant plus.



Source : Enquête sur la population active, moyenne de 8 mois excluant de mai à août

Perspective

Les longues heures de travail et la santé

Margot Shields

Une part croissante de la population active passe de longues heures au travail (voir *Les heures de travail*). La question de savoir si de longues heures de travail sont nuisibles à la santé fait l'objet de débats depuis des décennies. Pourtant, les décideurs qui envisagent de réglementer le nombre d'heures de travail ont eu de la difficulté à fonder leurs décisions sur des données scientifiques (Harrington, 1994).

Au Japon, où il est coutumier de travailler de longues heures, un nombre croissant de travailleurs ont été emportés par des maladies cardiovasculaires durant leurs années les plus productives. Des études fondées sur les demandes d'indemnisation relatives aux accidents de travail montrent que nombre de victimes avaient travaillé de longues heures avant leur décès (Uehata, 1991; Nishiyama et Johnson, 1997). Les Japonais nomment ces décès *Karoshi*, qui signifie «décès par surdose de travail».

Les chercheurs japonais ont proposé un modèle du *Karoshi* pour examiner le lien entre les longues heures de travail et la maladie cardiovasculaire (Uehata, 1991). L'hypothèse qui sous-tend le modèle est celle selon laquelle de longues heures de travail entraînent des modifications du mode de vie malsaines pour la santé, comme l'usage du tabac, l'abus d'alcool, le manque d'exercice physique, le manque de sommeil, les mauvaises habitudes alimentaires et la plus faible probabilité de subir des examens médicaux. Les périodes prolongées de longues heures de travail peuvent aussi augmenter l'anxiété, les tensions et l'irritabilité. Au fil du temps, les travailleurs accumulent la fatigue et manifestent une propension à l'obésité. La maladie cardiovasculaire peut en être un résultat cumulatif.

Adapté d'un article tiré du Rapport sur la santé, *n° 82-003-XPB au catalogue, vol. 11, n° 2, Statistique Canada, automne 1999. Margot Shields est au service de la Division des statistiques de la santé. On peut communiquer avec elle au (613) 951-4177 ou à shiemar@statcan.ca.*

Fondé sur les données longitudinales provenant des deux premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) (1994-1995 et 1996-1997), le présent article se concentre sur les travailleurs canadiens de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995. Les personnes de ce groupe d'âge sont celles étant les plus susceptibles de subir le stress dû à l'horaire surchargé qu'il faut adopter pour concilier les responsabilités professionnelles, familiales et personnelles (Frederick, 1995).

Les données sont analysées dans le contexte des premières phases du modèle du *Karoshi* pour déterminer s'il existe un lien entre les longues heures de travail (41 heures ou plus par semaine) et la dépression, de même que certaines modifications des comportements en matière de santé. Quatre indicateurs—le poids, l'usage du tabac, la consommation d'alcool et l'activité physique—servent à déterminer si le passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail est lié à des modifications du mode de vie néfastes pour la santé (voir *Source des données et limites*).

Heures de travail et santé

Un nombre étonnamment faible d'études ont jusqu'ici décrit le lien entre l'état de santé, les comportements et le nombre d'heures de travail. Bien que les effets du travail par postes aient été étudiés de façon approfondie, les effets du nombre d'heures de travail ont toutefois rarement fait l'objet d'études (Spurgeon, Harrington et Cooper, 1997). Néanmoins, les données mises à notre disposition aujourd'hui donnent lieu de s'inquiéter du risque que les longues heures de travail posent pour la santé et la sécurité (Harrington, 1994; Spurgeon, Harrington et Cooper, 1997; World Health Organization, 1985.)

En Amérique du Nord et en Europe, la recherche s'est concentrée sur les fortes tensions et contraintes au travail (fortes demandes psychologiques conjuguées à une faible latitude de décision [Karasek et Theorell, 1990]) et leurs conséquences sur la santé, tels la

Les heures de travail

Au début du siècle, au Canada, la semaine de travail typique comptait 60 heures. Au cours des décennies suivantes, en grande partie en réponse aux pressions exercées par les syndicats, des efforts ont été fait pour réduire la durée de la semaine de travail en invoquant des raisons de santé et de sécurité. Nombreux étaient les partisans qui disaient que la santé physique et mentale des travailleurs s'améliorait s'ils disposaient de plus de temps pour se reposer et participer davantage à la vie familiale (Benimadhu, 1987). Aussi a-t-on assisté à une diminution générale du nombre d'heures de travail et à la stabilisation de la durée moyenne de la semaine de travail autour de 35 à 40 heures par semaine vers le milieu des années 60.

Cependant, le nombre moyen d'heures de travail hebdomadaires brosse un tableau incomplet de la situation. En effet, si le nombre moyen d'heures de travail par semaine a peu changé depuis le milieu des années 60, une nouvelle tendance s'est manifestée depuis la crise économique du début des années 80, tendance qui a reçu le nom de «polarisation des heures de travail» (Morissette et Sunter, 1994; Sunter et Morissette, 1994; Sheridan, Sunter et Diverty, 1996). Les proportions de travailleurs masculins qui travaillent de longues heures (41 ou plus) et de courtes heures (moins de 35 heures par semaine) ont toutes deux augmenté. Chez les travailleuses, la proportion qui travaillent de longues heures est également à la hausse. Les plus fortes proportions de personnes travaillant de longues heures se concentrent chez les personnes de 25 à 54 ans, et le décalage le plus étalé vers les longues heures de travail a été observé chez les femmes de 35 à 54 ans (Sheridan, Sunter et Diverty, 1996).

Répartition du nombre habituel d'heures de travail hebdomadaires, employés de 25 ans et plus, selon le sexe

	1980	1985	1989	1995
			%	
Hommes				
1 à 34	4,4	5,2	5,2	7,1
35 à 40	77,5	75,0	73,4	68,6
41 et plus	18,0	19,7	21,4	24,3
Femmes				
1 à 34	29,9	30,9	29,3	30,1
35 à 40	64,5	62,6	63,4	61,3
41 et plus	5,6	6,5	7,3	8,6

Source : Enquête sur la population active

dépression, l'anxiété, la migraine, l'hypertension et la maladie coronarienne (Karasek, 1979; Karasek et al., 1981; Lerner et al., 1994; Wilkins et Beaudet, 1998), ainsi que les comportements ayant un effet nocif sur la santé, comme l'usage du tabac et l'excès de poids (Hellerstedt et Jeffery, 1997). Cependant, la plupart des travaux fondés sur le modèle des tensions et contraintes au travail ne vise pas à examiner explicitement les conséquences du nombre d'heures de travail.

Parmi les quelques études portant sur le nombre d'heures de travail, un rapport récent publié en Grande-Bretagne par l'*Economic and Social Research Council* révèle que les longues heures de travail avaient des conséquences néfastes pour la santé (Sease et Scales, 1998). Les chercheurs ont conclu que le fait de travailler de longues heures augmente le sentiment de stress et serait lié à une diminution de l'activité physique. Chez les femmes, les longues heures de travail ont été associées avec plusieurs mauvais états de santé, y compris des problèmes touchant les bras, les jambes, les mains et l'hypertension.

Le stade final du modèle du *Karoshi*, c'est-à-dire la maladie cardiovasculaire, n'a pas été étudié de façon très poussée. Les travaux réalisés au Japon, qui sont des études de cas fondées sur de petits échantillons de sujets masculins, donnent à penser qu'il existe un lien entre les longues heures de travail, l'hypertension et la maladie cardiaque (Sokejima et Kagamimori, 1998; Hayashi et al., 1996; Iwasaki et al., 1998).

Les travailleurs qui font de longues heures

En 1994-1995, parmi les personnes âgées de 25 à 54 ans travaillant au moins 35 heures par semaine, une plus forte proportion d'hommes que de femmes faisait de longues heures. La moitié des hommes ont déclaré travailler au moins 41 heures par semaine comparativement à environ le quart (28 %) de leurs homologues féminins (tableau 1). Les hommes faisant de longues heures travaillaient en moyenne 55 heures par semaine et les femmes, 51 heures. Enfin, 32 % d'hommes et 19 % de femmes qui faisaient de longues heures travaillaient au moins 60 heures par semaine.

Chez les hommes, les longues heures sont plus courantes pour les groupes des 25 à 34 ans et des 35 à 44 ans que pour le groupe des 45 ans et plus. En revanche, chez les femmes, il n'y a aucun lien significatif entre le fait de travailler de longues heures et l'âge. L'état matrimonial n'est en outre aucunement lié aux longues heures de travail ni chez les hommes ni chez

Tableau 1 : Personnes qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, selon des caractéristiques sélectionnées

	Hommes		Femmes	
	Total	Longues heures*	Total	Longues heures*
	milliers	%	milliers	%
Total	**4 414**	**50**	**2 789**	**28**
Âge				
25 à 34	1 489	52	1 058	26
35 à 44	1 681	53	1 093	28
45 à 54	1 244	43	638	30
État matrimonial				
Marié(e)	3 477	50	2 016	27
Jamais marié(e)	659	49	410	28
Marié(e) antérieurement	278	47	360	32
Enfant(s) de moins de 12 ans au foyer				
Oui	1 841	54	1 043	25
Non	2 573	47	1 746	29
Niveau de scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins	1 439	45	778	23
Études post-secondaires partielles	1 086	50	734	26
Diplôme d'études post-secondaires	1 880	53	1 272	32
Revenu du ménage				
Très faible/faible-moyen/moyen	1 143	53	756	25
Supérieur-moyen	1 978	44	1 255	25
Supérieur	1 064	58	691	35
Données non disponibles	229	49	87	26

Source : Enquête nationale sur la santé de la population
Nota : Les nombres infimes ayant été exclus, la somme des données peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.
* *41 heures ou plus par semaine.*

les femmes. Cependant, les hommes faisant partie d'un ménage comptant de jeunes enfants sont plus susceptibles que les autres de travailler de longues heures. Par contre, la proportion de femmes travaillant de longues heures dépend peu de la présence de jeunes enfants au foyer.

Les personnes titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires sont nettement plus susceptibles de travailler de longues heures que celles dont le niveau de scolarité n'excède pas les études secondaires. En outre, les hommes et les femmes qui vivent dans un ménage à revenu élevé sont plus susceptibles de travailler de longues heures que ceux et celles faisant partie d'un ménage à revenu moyen. Dans le cas des hommes, les longues heures de travail sont également courantes chez ceux appartenant à un ménage qui tombe dans la fourchette de revenu faible à moyen.

Les caractéristiques de l'emploi

La propension à travailler de longues heures est liée à plusieurs attributs de l'emploi (voir *Mesures des caractéristiques du travail*). Les hommes et les femmes occupant un poste de col blanc sont plus susceptibles de déclarer de longues heures de travail que ceux et celles qui se classent dans la catégorie du travail de bureau, des ventes et des services ou dans celle des emplois de col bleu (tableau 2). De fortes proportions de travailleurs par postes et de travailleurs indépendants font de longues heures. En outre, fait peu étonnant, les longues heures de travail sont fort courantes chez les personnes travaillant à plus d'un emploi ou entreprise (94 % d'hommes et 82 % de femmes).

Cependant, il n'existe aucun lien entre les fortes tensions et contraintes au travail, la menace prononcée de perdre son emploi ou le manque de soutien de la part des surveillants et les longues heures de travail. Aucune différence significative n'a en effet été observée entre les personnes dans ces situations qui travaillent de longues heures et celles dont le nombre d'heures est normal.

L'évolution des horaires

La plupart des personnes qui avaient travaillé un nombre d'heures normal en 1994-1995 continuaient de le faire en 1996-1997 (64 % d'hommes et 69 % de femmes) (tableau 3). En outre, les hommes qui avaient travaillé de longues heures en 1994-1995 continuaient généralement de le faire en 1996-1997 (66 %). Par contre, la situation est différente pour les femmes; celles qui avaient travaillé de longues heures en 1994-1995 étaient tout aussi susceptibles d'avoir réduit leurs heures que de continuer à travailler autant en 1996-1997. Qui plus est, la proportion d'hommes qui sont passés d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail est presque trois fois plus forte que la proportion correspondante de femmes (21 % contre 8 %).

Tableau 2 : Personnes âgées de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, selon des caractéristiques d'emploi

	Hommes		Femmes	
	Total	Longues heures*	Total	Longues heures*
	milliers	%	milliers	%
Total	**4 414**	**50**	**2 789**	**28**
Profession				
Col blanc	1 487	56	1 193	35
Travail de bureau, ventes et services	875	46	1 192	22
Col bleu	1 843	45	275	17
Données non disponibles	209	59	130	35
Travail autonome				
Oui	795	80	271	67
Non	3 619	43	2 518	23
Travail par postes				
Oui	976	57	380	36
Non	3 438	48	2 409	26
Cumul d'emplois				
Oui	247	94	163	82
Non	4 167	47	2 626	24
Fortes tensions et contraintes au travail				
Oui	728	48	816	24
Non	3 347	51	1 778	29
Données non disponibles	339	42	195	29
Fortes menace de perdre son emploi				
Oui	1 189	49	778	27
Non	2 886	51	1 817	28
Données non disponibles	339	42	195	29
Faible soutien de la part des surveillants				
Oui	724	52	444	27
Non	3 351	50	2 151	28
Données non disponibles	339	42	195	29

Source : Enquête nationale sur la santé de la population
* *41 heures ou plus par semaine.*

Le poids

L'indice de masse corporelle (IMC) est une mesure du poids en fonction de la taille. Un IMC supérieur à 27 est associé à une fréquence plus forte d'hypertension, de maladie coronarienne et de diabète (Santé et bien-être social Canada, 1988; Gilmore, 1999). L'intervalle de 25 à 27 est considéré comme une zone d'avertissement indicatrice de problèmes de santé éventuels chez certaines personnes.

Tableau 3 : Évolution du nombre d'heures de travail chez les personnes âgées de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995

	Hommes	Femmes
	%	
Heures normales en 1994-1995		
Maintien d'heures normales en 1996-1997	64	69
Passage à de longues heures en 1996-1997	21	8
Réduction des heures en 1996-1997	15	23
Longues heures en 1994-1995		
Maintien de longues heures en 1996-1997	66	48
Réduction des heures en 1996-1997	34	52

Source : Enquête nationale sur la santé de la population
Nota : Les longues heures de travail sont de 41 heures ou plus par semaine.

Parmi les travailleurs visés par la présente analyse, on comptait une beaucoup plus forte proportion d'hommes que de femmes obèses en 1994-1995 (IMC supérieur à 27), à savoir 36 % contre 23 % (tableau 4). De façon similaire, la proportion d'hommes présentant un léger surpoids (IMC entre 25 et 27) était presque deux fois plus forte que la proportion de femmes dans la même situation : 25 % contre 13 %. Les hommes présentant un poids excessif (IMC égal ou supérieur à 25) pesaient, en moyenne, 196 livres (89 kilos) et les femmes, 168 livres (76 kilos).

Si l'on tient compte de l'effet de facteurs tels que l'âge, le niveau de scolarité, l'usage du tabac, la profession, le travail par postes et le stress au travail, la cote exprimant le risque de faire de l'embonpoint est plus élevée pour les hommes (1,4) qui ont travaillé de longues heures en 1994-1995 (données non présentées). En revanche, aucun lien de ce genre n'a été prouvé chez les femmes.

De 1994-1995 à 1996-1997, la prise moyenne de poids observée a été minime : environ une livre (0,45 kilo) pour les hommes et deux livres (0,91 kilo) pour les femmes. Néanmoins, environ 10 % d'hommes et de femmes ont pris du poids dans des proportions nuisibles à la santé; parmi ces personnes les hommes ont pris, en moyenne, 19 livres (8,6 kilos) et les femmes, 21 livres (9,7 kilos).

Chez les hommes, le passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail est lié à une prise de poids nuisible. De surcroît, même en tenant compte de l'effet de facteurs tels que l'âge, le niveau de scolarité, l'usage du tabac, la profession, le travail par postes et le stress au travail, la cote exprimant le risque d'une prise de poids nuisible à la santé est plus de deux fois plus élevée pour les hommes (2,2) qui sont passés d'un horaire normal à de longues heures de travail que pour ceux dont l'horaire de travail est resté normal (données non présentées). Chez les femmes, aucun lien significatif n'a été observé entre une prise de poids nuisible pour la santé et la variation des heures de travail, mais un tel lien existe avec les tensions et contraintes au travail. Les femmes qui ont éprouvé de fortes tensions et contraintes au travail en 1994-1995 avaient une cote exprimant le risque d'avoir pris du poids de façon néfaste pour la santé en 1996-1997 plus élevée (1,8).

L'usage du tabac

En 1994-1995, 28 % de travailleurs et 25 % de travailleuses visés par la présente analyse fumaient quotidiennement (tableau 4). Toutefois, il n'existait aucun lien entre le nombre d'heures de travail et la propension à fumer quotidiennement. En outre, contrairement à d'autres études selon lesquelles la tension au travail serait liée à l'usage du tabac (Hellerstedt et Jeffery, 1997; Green et Johnson, 1990), la présente analyse ne révèle à cet égard aucun lien significatif ni chez l'homme, ni chez la femme.

De 1994-1995 à 1996-1997, quelque 9 % de travailleurs et 7 % de travailleuses ont augmenté leur consommation quotidienne de tabac; autrement dit, ils ont commencé à fumer tous les jours (après avoir été des non-fumeurs ou avoir fumé de façon occasionnelle) ou ils ont commencé à fumer au moins trois cigarettes de plus par jour. Les hommes qui sont devenus de plus gros fumeurs consommaient, en moyenne, 10 cigarettes supplémentaires par jour; chez les femmes, l'augmentation quotidienne moyenne était de 8 cigarettes (tableau 4).

Tant chez l'homme que chez la femme, le passage d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail est lié à un usage accru du tabac. Toutefois, comme dans le cas de la prise de poids, des facteurs comme l'âge et le niveau de scolarité peuvent influer sur le comportement à l'égard du tabac. Par conséquent, la présente analyse tient compte non seulement de l'effet de ces facteurs, mais aussi de l'effet d'autres caractéristiques de l'emploi, comme la profession, le travail par postes et le stress au travail. La cote exprimant le risque d'une augmentation de la consommation quotidienne de cigarettes est plus de deux fois plus élevée pour les hommes qui sont passés d'un horaire

Tableau 4 : Indicateurs de la santé, personnes âgées de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995

	Hommes	Femmes
	%	
Nouvel épisode dépressif majeur, 1996-1997	3	5
Indice de masse corporelle, 1994-1995		
Léger surpoids (IMC de 25 à 27)	25	13
Poids excessif (IMC supérieur à 27)	36	23
	livres (kilos)	
Poids moyen en 1994-1995		
Total	180,7 (82,0)	141,7 (64,3)
IMC égal ou supérieur à 25	195,7 (88,8)	167,6 (76,0)
Prise de poids moyenne, de 1994-1995 à 1996-1997	1,2 (0,5)	2,0 (0,9)
% avec prise de poids	0,9	1,6
Prise de poids nuisible à la santé	19,1 (8,6)	21,4 (9,7)
% avec prise de poids	10	10
Usage quotidien du tabac 1994-1995 (%)	28	25
Augmentation de l'usage quotidien du tabac, de 1994-1995 à 1996-1997 (%)	9	7
Augmentation quotidienne moyenne (cigarettes)	10	8
Augmentation de la consommation hebdomadaire d'alcool, de 1994-1995 à 1996-1997 (%)	34	25
Augmentation hebdomadaire moyenne (verres)	6	3
Diminution de l'activité physique durant les loisirs, de 1994-1995 à 1996-1997 (%)	43	41
Diminution moyenne (nombre de périodes par mois)	16	14

Source : Enquête nationale sur la santé de la population
Nota : Fondé sur les hommes et les femmes membres du panel longitudinal pour lesquels on possédait des renseignements non recueilli par procuration. Ne comprend pas la catégorie «données non disponibles».

normal à de longues heures de travail que pour ceux qui ont continué à travailler un nombre normal d'heures; dans le cas des femmes, la cote correspondante est plus de quatre fois plus élevée (données non présentées).

La consommation d'alcool

De 1994-1995 à 1996-1997, quelque 34 % de travailleurs et 25 % de travailleuses analysés ont augmenté leur consommation hebdomadaire d'alcool (tableau 4). Les hommes qui ont commencé à boire plus d'alcool consommaient, en moyenne, six verres supplémentaires par semaine, tandis que les femmes en buvaient, en moyenne, trois de plus.

Chez les femmes, l'augmentation de la consommation d'alcool est liée à la modification du nombre d'heures de travail. La cote exprimant le risque de consommer plus d'alcool est plus élevée pour celles qui sont passées d'un nombre normal d'heures de travail à un nombre plus élevé que pour celles qui ont continué de travailler un nombre normal d'heures (données non présentées). La cote exprimant le risque de boire davantage est également plus élevée pour les femmes qui travaillaient de longues heures en 1994-1995, mais ce nombre a été réduit par la suite.

Chez l'homme, aucun lien n'existe entre l'augmentation du nombre hebdomadaire d'heures de travail et la consommation d'une plus grande quantité d'alcool. Cependant, la cote exprimant le risque de boire davantage est nettement plus faible pour ceux qui travaillaient un nombre d'heures normal en 1994-1995, mais un nombre réduit d'heures en 1996-1997. Cette réduction du nombre d'heures de travail pourrait témoigner de l'existence de problèmes de santé. La cote exprimant le risque de boire davantage est également significativement faible chez les hommes qui travaillent par postes.

L'activité physique

En 1994-1995, les travailleurs visés par la présente analyse faisaient de l'exercice physique, en moyenne, 19 fois par mois, et les travailleuses, 17 fois par mois. On ne constate ni chez l'homme ni chez la femme un écart significatif entre le nombre moyen de périodes d'exercice enregistrées.

De 1994-1995 à 1996-1997, 43 % d'hommes et 41 % de femmes ont réduit la fréquence de leurs périodes d'exercice physique. Toutefois, les personnes qui ont réduit leur activité physique faisaient en général relativement plus d'exercice que les autres au départ : les hommes dans cette situation faisaient de l'exercice en moyenne 29 fois par mois en 1994-1995 et les femmes, 27 fois. En 1996-1997 ces hommes et ces femmes avaient réduit le nombre de leurs périodes d'exercice, ce dernier s'établissant dorénavant à 13 fois par mois, en moyenne.

Cependant, la variation du nombre d'heures de travail n'est pas reliée à la diminution de l'activité physique. La cote exprimant le risque que des travailleurs qui sont passés d'un nombre normal d'heures de travail à un nombre plus élevé déclarent un nombre plus faible de périodes d'exercice ne diffère pas significativement de celle calculée pour les personnes qui ont continué de travailler un nombre normal d'heures (données non présentées). Donc, des quatre conséquences hypothétiques des longues heures de travail sur le mode de vie intégrées au modèle du *Karoshi* et étudiées ici, la réduction de l'activité physique est la seule que ne corroborent pas les données de l'ENSP.

Ces résultats sont curieux, puisqu'une augmentation du temps consacré au travail devrait, en principe, réduire le temps disponible pour l'exercice. En outre, l'ENSP va à l'encontre de l'étude britannique mentionnée plus haut (Sease et Scales, 1998). Cependant, les auteurs de cette étude ont ventilé de façon plus poussée le nombre d'heures de travail et décelé ainsi un lien entre des «heures excessivement longues» (au moins 60 heures par semaine) et un niveau plus faible d'activité physique. Qui plus est, les chercheurs britanniques ne font état d'aucun lien entre la modification du nombre d'heures de travail et le temps consacré à l'activité physique.

Une ventilation plus fine des données de l'ENSP sur le nombre d'heures de travail, c'est-à-dire heures normales (de 35 à 40 heures par semaine), heures modérément longues (de 41 à 59 heures) et heures excessivement longues (60 heures et plus), a démontré une diminution modeste du niveau d'activité physique chez les femmes qui sont passées de la catégorie des heures normales aux heures modérément longues et chez les hommes qui sont passés de la catégorie des heures modérément longues aux heures excessivement longues. Tous les autres cas ont montré une augmentation modeste du niveau d'activité physique. La répétition de l'analyse après élimination des personnes qui ne faisaient pas d'exercice en 1994-1995 montre des résultats comparables.

Source des données et limites

Les données proviennent de la composante longitudinale des ménages des cycles de 1994-1995 et de 1996-1997 de l'Enquête nationale sur la santé de la population réalisée par Statistique Canada (Swain, Catlin et Beaudet, 1999). Les résultats se fondent sur des renseignements recueillis auprès de 3 830 travailleurs de 25 à 54 ans (2 181 hommes et 1 649 femmes) qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine pendant l'année qui a précédé l'entrevue de 1994-1995.

L'analyse multidimensionnelle a permis ici d'estimer les liens entre le nombre d'heures de travail et la dépression ainsi que les changements concernant le poids, l'usage du tabac, la consommation d'alcool ou l'exercice, en tenant compte de l'effet de variables confusionnelles socioéconomiques et professionnelles éventuelles, comme le niveau de scolarité, le revenu, la profession, le travail par postes et le travail autonome.

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'enquête de préciser le nombre habituel d'heures de travail par semaine, ainsi que les dates de début et de fin de chaque emploi qu'elles avaient occupés l'année précédente. Or, certaines pourraient avoir eu de la difficulté à se remémorer ces renseignements. Celles dont les antécédents professionnels étaient complexes durant l'année, particulièrement celles qui cumulaient plusieurs emplois, pourraient avoir sous-estimé le nombre d'heures de travail. Le calcul du nombre moyen d'heures de travail se fonde sur, au plus, trois emplois.

Les professionnels et les gestionnaires font souvent des heures supplémentaires non rémunérées pour venir à bout de l'excès de travail. Certains pourraient ne pas déclarer leurs heures supplémentaires, ce qui se traduirait par une sous-estimation du nombre d'heures de travail de ce groupe.

Les personnes classées dans la catégorie des heures normales de travail pour les deux années de référence pourraient rentrer dans une autre catégorie durant l'intervalle entre les deux enquêtes, ce qui pourrait influer sur les liens relatifs aux changements observés entre les deux années de référence.

Le calcul de l'indice de masse corporelle se fonde sur des données autodéclarées et certaines personnes pourraient avoir sous-estimé leur poids et (ou) surestimé leur taille.

On a considéré comme ayant vécu un «nouvel» épisode dépressif majeur les personnes qui ont vécu une dépression durant l'année qui a précédé l'entrevue de 1996-1997, mais non durant l'année qui a précédé celle de 1994-1995. Or, il est possible que ces personnes aient malgré tout des antécédents de dépression, autrement dit qu'elles aient fait une dépression avant le début de l'ENSP ou durant l'année non visée par l'enquête.

Certaines personnes recourent à l'exercice pour combattre le stress éventuellement associé aux longues heures de travail. Cependant, la saisonnalité pourrait aussi jouer un rôle. En effet, le nombre d'heures consacrées à l'exercice varie au cours de l'année et a tendance à culminer en été. Or, le niveau d'activité physique des personnes qui ont participé à l'ENSP n'a été déterminé qu'une fois lors de chaque cycle d'enquête, mais les personnes qui sont passées d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail ou d'un nombre modérément élevé d'heures de travail à au moins 60 heures par semaine étaient plus susceptibles que les autres d'être interviewées durant l'été.

La dépression

Des études antérieures indiquent qu'il existe un lien entre le milieu de travail et plusieurs problèmes de santé mentale (Karasek, 1979; Lerner et al., 1994). Cependant, elles portent principalement sur les tensions et contraintes au travail et n'accordent que peu d'attention au nombre d'heures de travail.

Parmi les personnes de 25 à 54 ans qui ont travaillé au moins 35 heures par semaine en 1994-1995, 5 % de femmes et 3 % d'hommes ont vécu un «nouvel» épisode dépressif majeur au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 1996-1997 (tableau 4). La cote exprimant le risque d'avoir vécu un épisode dépressif majeur est 2,2 fois plus élevée pour les femmes qui ont travaillé de longues heures en 1994-1995 que pour celles dont l'horaire de travail était normal (données non présentées). Chez l'homme, aucun lien n'a été observé entre la dépression et les longues heures de travail. Cependant, comme en témoignent des études antérieures, un lien existe entre les fortes tensions et contraintes au travail et la dépression chez les membres des deux sexes.

Conclusion

Du début du siècle jusqu'aux années 60, le nombre d'heures de travail a diminué au Canada, si bien que certains économistes prévoyaient une semaine de travail de 32 heures (Hameed, 1974). Ces prévisions

Mesures des caractéristiques du travail

On a défini les *professions* comme étant «cols blancs» (administration et professionnels), «travail de bureau, ventes ou services» et «cols bleus» en se fondant sur la *Classification type des professions* de 1980.

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'enquête si elles «travaillaient principalement pour d'autres personnes à salaire, à traitement ou à commission, ou bien à leur propre compte dans une entreprise, une ferme ou une pratique professionnelle». Les secondes ont été classées dans la catégorie des *travailleurs autonomes*. Les membres de la famille travaillant sans rémunération ont été exclus de l'analyse.

On a classé dans la catégorie des *travailleurs de postes* les personnes qui ont donné toute réponse relative au travail par postes (y compris le poste normal de soirée, le poste normal de nuit, le poste rotatif, le poste brisé, ou le travail sur appel/horaire irrégulier) sauf le poste normal de jour.

Certaines personnes occupaient simultanément plus d'un emploi durant l'année de référence. On a classé dans la catégorie des *travailleurs cumulant les emplois* ceux qui ont occupé couramment au moins deux emplois en 1994-1995.

On a demandé aux personnes qui occupaient plus d'un emploi durant l'année de référence, de répondre aux questions sur la profession, le travail autonome et le travail par postes pour l'emploi qu'elles considéraient comme étant l'emploi principal.

On a classé dans la catégorie des répondants travaillant un nombre normal d'heures celles qui, en moyenne, avaient travaillé de 35 à 40 heures par semaine et dans la catégorie des personnes travaillant de longues heures celles qui, en moyenne, avaient travaillé au moins 41 heures par semaine. La présente analyse se fonde uniquement sur les personnes qui avaient travaillé au moins 35 heures par semaine durant l'année de référence 1994-1995.

L'étude examine les catégories de la moyenne du *nombre d'heures de travail* d'une année de référence à l'autre :

- normales-normales : nombre normal d'heures tout au long de chaque année de référence;
- normales-longues : nombre normal d'heures durant l'année intégrale de référence 1994-1995 et de longues heures durant l'année intégrale de référence 1996-1997;
- normales-réduites : nombre normal d'heures toute l'année durant l'année de référence 1994-1995 et heures de travail à moins de 35 heures par semaine ou moins de 52 semaines durant l'année de référence 1996-1997;
- longues-longues : longues heures pour toute l'année durant les deux années de référence;
- longues-réduites : longues heures toute l'année durant l'année de référence 1994-1995 et heures réduites de travail (à moins de 41 par semaine) ou moins de 52 semaines durant l'année de référence 1996-1997.

Les questions portant sur les tensions et contraintes au travail, la menace de perdre son emploi et le soutien de la part des surveillants ont été posées en 1994-1995 pour l'emploi que la personne interrogée occupait au moment de l'entrevue. Pour mesurer les *tensions et contraintes au travail*, on a demandé aux personnes de coter leur réponse aux sept énoncés qui suivent au moyen d'une échelle à cinq points variant de «tout à fait d'accord» (cote de 1) à «entièrement en désaccord» (cote de 5).

1. Votre travail exige l'acquisition de nouvelles connaissances (cote inverse).
2. Votre travail exige un niveau élevé de compétences (cote inverse).
3. Vous êtes libre de décider de votre façon de travailler (cote inverse).
4. Votre travail consiste à refaire toujours les mêmes choses.
5. Votre travail est frénétique (cote inverse).
6. Vous êtes exempt(e) des demandes opposées que font les autres.
7. Vous avez votre mot à dire sur l'évolution de votre travail (cote inverse).

Pour mesurer les *tensions et contraintes au travail*, on a calculé le ratio des demandes psychologiques (énoncés 5 et 6) à la latitude de décision (énoncés 1, 2, 3, 4 et 7).

La *menace de perdre son emploi* a été mesurée au moyen de l'énoncé «Vous avez une bonne sécurité d'emploi». Les personnes qui ont répondu «ni en accord ni en désaccord», «en désaccord» ou «entièrement en désaccord» ont été regroupées dans la catégorie des personnes se sentant menacées de perdre leur emploi.

Le *soutien de la part des surveillants* a été évalué au moyen de l'énoncé «Votre surveillant facilite l'exécution de votre travail». Les personnes qui ont dit être en désaccord ou entièrement en désaccord ont été regroupées dans la catégorie des personnes obtenant un faible soutien de la part de leur surveillant.

ne se sont toutefois pas concrétisées. En fait, les proportions d'hommes et de femmes qui font de longues heures ne cessent d'augmenter depuis le début des années 80.

En 1994-1995, la moitié des hommes et plus du quart des femmes qui avaient un emploi à temps plein toute l'année y consacraient au moins 41 heures par semaine. Chez les deux sexes, un lien existe entre les longues heures de travail et le niveau de scolarité, les emplois de col blanc et, naturellement, le travail autonome, le travail par postes et le cumul d'emplois. En outre, des longues heures de travail ont été associées avec les hommes de 25 à 44 ans et ceux qui ont de jeunes enfants au foyer.

Relativement peu de travaux de recherche ont été consacrés aux répercussions des longues heures de travail sur la santé et l'application au Canada du modèle japonais du *Karoshi* demeure encore incertaine. Cependant, selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population, le fait d'être passé d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail de 1994-1995 à 1996-1997 augmente le risque d'adopter certains comportements nuisibles pour la santé. La cote exprimant le risque de fumer plus de cigarettes est plus élevée pour les personnes dont l'horaire de travail a été modifié de la sorte que pour celles dont l'horaire est resté normal durant les deux périodes, et ce, aussi bien chez l'homme que chez la femme. En ce qui concerne les hommes, la cote exprimant le risque d'une prise de poids nuisible à la santé est plus élevée pour ceux qui ont vu augmenter leur nombre d'heures de travail que pour ceux dont le nombre d'heures est demeuré normal. Dans le cas des femmes, la cote exprimant le risque de boire davantage est plus élevée pour celles qui sont passées d'un nombre normal à un nombre élevé d'heures de travail que pour celles qui ont continué à travailler un nombre d'heures normal. En outre, la cote exprimant le risque de faire subséquemment une dépression est plus forte pour les femmes qui travaillaient de longues heures en 1994-1995 que pour celles dont le nombre d'heures de travail était normal.

Perspective

Les lecteurs qui désirent voir les tableaux qui présentent les cotes de ratios mentionnés dans cet article peuvent consulté l'étude complète : «Les longues heures de travail et la santé» *Rapport sur la santé*, n° 82-003-XPB au catalogue, vol. 11, n° 2, Statistique Canada, Ottawa, automne 1999, p. 33-48

Documents consultés

BENIMADHU, P. *Hours of work: Trend and attitudes in Canada.* A Conference Board of Canada Report from the Compensation Research Center, Rapport 18-87, Ottawa, 1987.

FREDERICK, J.A. *Au fil des heures... L'emploi du temps des Canadiens*, n° 89-544-XPF au catalogue, Ottawa, Statistique Canada, 1995.

GILMOURE, J. *L'indice de masse corporelle et la santé*, n° 82-003-XPB au catalogue, vol. 11, n° 1, Statistique Canada, Ottawa, 1999, p. 33-47.

GREEN, K.L. et J.V. JOHNSON. «The effects of psychosocial work organization on patterns of cigarette smoking among male chemical plant employees.» *American Journal of Public Health*, vol. 80, n° 11, 1990, p. 1368-1371.

HAMEED S.M.A., «Four day, 32 hour work week: Analysis and prospects», *Three or Four Work Day Work Week*, The University of Alberta, 1974, p. 5-30.

HARRINGTON, J.M. *Working long hours and health*, Institute of Occupational Health, Birmingham, England, 1994, p. 1581-1582.

HAYASHI, T. et al. «Effect of overtime work on 24-hour ambulatory blood pressure.» *Journal of Occupational and Environmental Medicine,* vol. 38, n° 10, 1996, p. 1007-1011.

HELLERSTEDT, W.L. et R.W. JEFFERY, «The association of job strain and health behaviours in men and women.» *International Journal of Epidemiology,* vol. 26, n° 3, 1997, p. 575-583.

IWASAKI, K. et al. «Effect of working hours on biologial functions related to cardiovascular system among salesmen in a machinery manufacturing company.» *Industrial Health*, vol. 36, 1998, p. 361-367.

KARASEK, R.A. «Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implications for job redesign.» *Administrative Science Quarterly,* vol. 29, 1979, p. 285-308.

KARASEK, R.A. et T. THEORELL, *Healthy work: Stress, productivity and the reconstruction of working life*, New York, Basic Books, 1990.

KARASEK, R.A., D. BAKER, F. MARXER et al. «Job decision latitude, job demands, and cardiovascular disease: a prospective study of Swedish men.» *American Journal of Public Health*, vol. 71, nº 7, juillet 1981, p. 694-705.

LERNER, D.J., S. LEVINES, S. MALSPEIS et al. «Job strain and health-related quality of life in a national sample.» *American Journal of Public Health*, vol. 84, nº 10, octobre 1994, p. 1580-1585.

MORISSETTE, R. et D. SUNTER. *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation*, nº 11F0019-MPE au catalogue, Statistique Canada, 1994, p. 65.

NISHIYAMA, K. et J.V. JOHNSON. «Karoshi—Death from overwork: Occupational health consequences of Japanese production management.» *International Journal of Health Services*, vol. 27, nº 4, 1997, p. 625-641.

SANTÉ ET BIEN-ÊTRE SOCIAL CANADA. *Niveaux de poids associés à la santé : Lignes directrices canadiennes*, Ottawa, Approvisionnement et Services Canada, Ottawa, 1988.

SEASE, R. et J. SCALES. *Work now—Pay later? The Impact of Long Hours on Health and Family Life*, document nº 17, Institute for Social and Economic Research, Colchester, England, 1998.

SHERIDAN, M. et al., *Évolution de la semaine de travail : Tendances dans les heures de travail hebdomadaires*, nº 11-010-XPB au catalogue, vol. 9, nº 9, Statistique Canada, septembre 1996, p. 3.1-3.21.

SOKEJIMA, S. et S. KAGAMIMORI. «Working hours as a risk factor for acute myocardial infarction in Japan: case control study.» *British Medical Journal*, vol. 317, 1998, p. 775-780.

SPURGEON, A. et al. «Health and safety problems associated with long working hours: a review of the current position.» *Occupational and Environmental Medicine*, vol. 54, 1997, p. 367-375.

SUNTER, D. et R. MORISSETTE. «Les heures consacrées au travail», *L'emploi et le revenu en perspective*, nº 75-001-XPF au catalogue, vol. 6, nº 3, Statistique Canada, automne 1994, p.10-16.

SWAIN, L., G. CATLIN et M.P. BEAUDET. *Enquête nationale sur la santé de la population—une enquête longitudinale*, nº 82-003-XPB au catalogue, vol. 10, nº 4, Statistique Canada, printemps 1999, p.73-89.

UEHATA, T. «Long working hours and occupational stress-related cardiovascular attacks among middle-aged workers in Japan.» *Journal of Human Ergology*, vol.20, 1991, p. 147-153.

WILKINS, K. et M.P. BEAUDET. *Le stress au travail et la santé*, nº 82-003-XPB au catalogue, vol. 10, nº 3, Statistique Canada, hiver 1998, p. 49-66.

WORLD HEALTH ORGANIZATION EXPERT COMMITTEE. *Identification and control of work-related disease*, rapport nº 714, Geneva, World Health Organization, 1985.

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.

Quoi de neuf?

Études et rapports récents

VIENT DE PARAÎTRE

Indicateurs de performance financière

Pour la première fois depuis 1991, les grandes entreprises canadiennes—celles dont les recettes annuelles sont supérieures à 75 millions de dollars—ont enregistré une baisse de leur rentabilité en 1998. Cependant, elles étaient tout de même plus rentables que les petites ou les moyennes entreprises, poursuivant ainsi une tendance amorcée après la récession de 1991.

Les grandes entreprises jouissent de nombreux avantages économiques. Avec les opérations à plus grande échelle elles peuvent maintenir les coûts des intrants, de publicité, de distribution et les autres coûts d'exploitation à un bas niveau. Elles peuvent aussi tirer parti de coûts de financement plus faibles que les entreprises de plus petite taille et être plus en mesure de profiter de débouchés sur des marchés étrangers.

Statistique Canada vient de fournir des renseignements sur le rendement financier et les bilans des entreprises canadiennes. Les indicateurs de rendement financier ont été établis à partir des données administratives concernant l'impôt sur le revenu d'environ un million d'entreprises ainsi qu'à partir des programmes des statistiques financières des entreprises trimestrielles et annuelles de Statistique Canada.

La publication *Indicateurs de performance financière des entreprises canadiennes* (n° 61F0058XCB au catalogue, volume 1, 170 $; n° 61F0059XCB au catalogue, volume 2, 190 $; n° 61F0060XCB au catalogue, volume 3, 210 $; n° 10-3010XKB au catalogue, volumes 1 à 3 et certaines provinces et régions, 695 $) est maintenant disponible sur CD-ROM.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Ed Hamilton, Division de l'organisation et des finances de l'industrie, au (613) 951-4310. Pour commander la publication, communiquez avec Jeannine D'Angelo au (613) 951-2604, ou avec le Centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de votre localité.

Répercussions d'une population vieillissante

Un recueil d'essais récent analyse le vieillissement de la population et ses répercussions sur l'économie et la société. Les essais argumentent sur le fait qu'il est utile d'étudier la «succession des cohortes», c'est-à-dire de suivre l'évolution de groupes particuliers de personnes de l'âge actif à la «vieillesse».

Les neuf chapitres de l'ouvrage traitent des changements démographiques aussi bien que de leur force culturelle et institutionnelle. Un des chapitres analyse la situation économique des Canadiens plus âgés, un autre examine l'état familial et les conditions de logement et d'autres encore traitent des changements qui modifient les liens familiaux, les conditions de logement et la santé et l'activité des personnes plus âgées. Plusieurs chapitres se rapportent explicitement à des politiques sociales connexes au Royaume-Uni et au Canada.

On peut obtenir *Succession de cohortes et conséquences du vieillissement de la population : une analyse et une revue internationales* (n° 89-569-XCB au catalogue, 45 $), qui est le fruit de la collaboration entre les chercheurs de Statistique Canada et les chercheurs universitaires, sur CD-ROM. Des versions électronique et imprimée seront accessibles plus tard au cours de l'an 2000.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Leroy Stone, Division des Systèmes de Soutiens Familiaux et Sociaux, au (613) 951-9752.

■ *Article provenant de* L'Observateur économique canadien

Le marché du travail des années 1990

Le rendement du marché du travail des années 90 a différé sensiblement de celui des années 80, selon un article publié dans le numéro de janvier 2000 de *L'Observateur économique canadien.*

Après la récession du début des années 90, il semblerait que les entreprises ont préféré réduire l'embauche pour s'adapter à une faible reprise économique, plutôt que de faire des mises à pied plus nombreuses. En conséquence d'un faible taux d'embauche, le taux d'activité dans le marché du travail a diminué, particulièrement chez les jeunes. Les travailleurs ont créé leur propre emploi et le travail autonome a augmenté. Les occasions d'emploi se faisant plus rares, les taux d'abandon des emplois rémunérés ont chuté, et la mobilité des travailleurs a ralenti, ce qui a provoqué une augmentation de la durée des emplois chez les personnes occupées. La décroissance des effectifs a aussi été plus élevée dans les années 90.

En conjonction avec la forte augmentation du travail indépendant, le marché du travail des années 90 a été caractérisé par une augmentation continue du capital humain des travailleurs, c'est-à-dire de leur instruction et de leur expérience. Par exemple, la proportion de la population active ayant fait des études universitaires est passée d'environ 10 % en 1976 à 18 % en 1998.

L'Observateur économique canadien (n° 11-010-XPB au catalogue, 23 $/227 $) est une publication mensuelle. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Garnett Picot ou avec Andrew Heisz, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, au (613) 951-8214 ou au (613) 951-3748, respectivement.

■ *Article provenant des* Indicateurs des services

L'innovation dans les services d'ingénierie

Cet article est basé sur les données recueillies dans le cadre de *l'Enquête sur l'innovation de 1997*, laquelle fut la première à examiner l'innovation dans certains secteurs de services fondés sur le savoir et axés sur l'information. On présente dans cet article des estimations sur l'innovation dans les services de génie, entre 1994 et 1996.

Les données recueillies montrent que les grandes entreprises de génie sont notamment plus novatrices que les petites. De plus, les firmes qui n'innovent pas sont également moins susceptibles de tenter d'innover en raison des risques inhérents à l'innovation. Des trois types d'innovation étudiés, l'innovation touchant les produits est la plus répandue. Les entreprises ont cité leurs clients comme leur principale source d'idées nouvelles, tout en soulignant aussi l'importance de la recherche et du développement. Enfin, les principaux obstacles à l'innovation sont les incertitudes liées au marché et la difficulté à obtenir des capitaux.

Pour plus de renseignements sur cet article paru dans le numéro du troisième trimestre de 1999 des *Indicateurs des services* (n° 63-016-XIB au catalogue, 26 $/87 $ ou n° 63-016-XPB au catalogue, 35 $/116 $), communiquez avec Daood Hamdani, Division des sciences, de l'innovation et de l'information électronique, au (613) 951-3490; daood.hamdani@statcan.ca. Pour des renseignements sur la publication *Indicateurs des services*, communiquez avec Don Little, Division des services, au (613) 951-6739; littdon@statcan.ca.

■ *Rapport démographique, 1998-1999*

La première partie de ce rapport examine la population canadienne à la fin du vingtième siècle. Les plus récentes tendances démographiques (en matière de croissance de la population, de fécondité, de mortalité, de nuptialité, de divortialité ainsi que de migrations internationales et interprovinciales) sont décrites et situées dans un contexte international.

La deuxième partie du rapport présente trois études sur des sujets d'actualité dans le contexte canadien. La première étude porte sur les liens entre le revenu des jeunes et la fécondité. La deuxième est consacrée à l'évolution de l'espérance de vie de 1986 à 1996. Enfin, la dernière étude jette un regard sur la croissance de la population autochtone depuis 1986.

L'édition 1998-1999 du *Rapport sur l'état de la population du Canada* (nº 91-209-XPF au catalogue, 31 $) est maintenant disponible. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec Alain Bélanger, Division de la démographie, au (613) 951-2326; télécopieur : (613) 951-2307; belaala@statcan.ca.

Mise à jour du Guide des données

Cette référence en vogue provenant de la Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages, donne une description d'enquêtes importantes reliées au travail et au revenu, effectuées par Statistique Canada. Ce guide présente de l'information sur les enquêtes, sur l'utilisation de leurs données, sur des publications qui leurs sont rattachées ainsi que des études de cas fictifs mais vraisemblables, relatives aux données. Le guide présente également les coordonnées de personnes ressources ainsi qu'une liste des centres régionaux de consultation de Statistique Canada et des bibliothèques de dépôt.

Une version révisée du *Guide des données sur le marché du travail et le revenu* (nº 75F0010XIB au catalogue, gratuit) est maintenant disponible dans le format PDF sur le site web de Statistique Canada (www.statcan.ca). La voie d'accès est «Concepts, définitions et méthodes», et ensuite «Guide et documents de référence».

Pour de plus amples renseignements, communiquez avec Joanne Pilon, Division de l'analyse des enquêtes auprès des ménages et sur le travail, au (613) 951-8659; télécopieur : (613) 951-4179; pilojoa@statcan.ca.

Un portrait millénariste du Canada

La plus récente édition de la publication *Un portrait du Canada* dessine un portrait visuel et analytique de la vie sociale, économique et culturelle du Canada à l'aube du nouveau siècle. Puisant à même la riche banque de données de Statistique Canada, ce livre de 204 pages renferme une série d'articles et plus de 100 photographies illustrant les tendances et les enjeux importants qui ont façonné la vie des Canadiens. Six perspectives différentes sont fournies : le territoire, la population, la société, les arts et les loisirs, l'économie ainsi que la place que le Canada occupe dans le monde.

La 56e édition de *Un portrait du Canada* (nº 11-403-XPF au catalogue, 47,95 $), qui a paru en 1927 à l'occasion du 60e anniversaire du Canada, est maintenant disponible. Pour plus de renseignements, communiquez avec Jonina Wood, Division des communications, au (613) 951-1114; télécopieur: (613) 951-5116; woodjon@statcan.ca.

Documents de recherche de la Direction des études analytiques

Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries des services dynamiques
G. Gellatly et V. Peters
Document de recherche nº 127

Cette étude est consacrée à un examen approfondi des aspects clés de l'innovation dans un groupe d'industries des services : les industries des communications, des services financiers et des services techniques aux entreprises. L'étude a révélé des taux élevés d'innovation dans ces industries des services, aussi élevés que les taux dans nombre d'industries de la fabrication.

De 1994 à 1996, 62 % des entreprises de l'industrie des services financiers ont introduit un nouveau ou un meilleur produit ou processus ou une nouvelle ou une meilleure forme d'organisation, comme l'ont fait 45 % des entreprises de communications et 43 % des établissements dans l'industrie des services techniques aux entreprises.

Les stratégies d'innovation dans les industries des services dynamiques partagent souvent un ensemble de caractéristiques communes, comme l'accent sur l'innovation en matière de produits, une orientation marquée sur la clientèle et un engagement vis-à-vis de la qualité des services. L'étude a cependant révélé que, en plus de ces

éléments communs, les stratégies d'innovation dépendaient en grande partie des pressions concurrentielles qui les façonnaient.

Les données ont été tirées des résultats de *l'Enquête sur les innovations de 1996*. Cette enquête incluait les entreprises des industries de la radiodiffusion, de la télédiffusion et des télécommunications, les banques, les sociétés de fiducie et les assureurs-vie, ainsi que les entreprises des secteurs des services informatiques et connexes, des services d'ingénierie et des autres services scientifiques et techniques.

Un rapport détaillé intitulé *L'innovation dans les industries des services dynamiques* (n° 88-516-XPB au catalogue, 40 $) est disponible.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec John Baldwin, Division de l'analyse micro-économique, au (613) 951-8588.

Innovation, formation et réussite
J. Baldwin
Document de recherche n° 137

Au cours des dernières années, la croissance a été plus rapide dans les industries que l'on regroupe sous l'expression «économie du savoir». Ces branches fabriquent des produits novateurs et offrent une forte valeur ajoutée par travailleur. Bien que l'on ait souvent tendance à croire que les causes de la croissance seraient inhérentes aux secteurs de la haute technologie, l'innovation, en réalité, est beaucoup plus répandue. Chaque branche d'activité comprend des entreprises mettant l'accent sur l'innovation.

Nous constatons qu'il y a un lien étroit entre l'innovation et la réussite d'une entreprise, laquelle est mesurée selon la croissance, la rentabilité ou la productivité. Les entreprises qui élaborent de nouveaux procédés ou produits ou les entreprises qui adoptent des technologies nouvelles et avancées prennent de l'expansion plus rapidement que les autres.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec John Baldwin, Division de l'analyse micro-économique, au (613) 951-8588.

L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada
R. Morissette et M. Drolet
Document de recherche n° 138

Cette étude, basée sur des données de l'Enquête sur l'adhésion syndicale, de l'Enquête sur l'activité et de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, examine dans quelle mesure les travailleurs à temps plein appartenant à différents groupes d'âge étaient couverts par un régime de pension agréé (RPA) dans le secteur privé du milieu des années 80 au milieu des années 90.

L'étude a découvert que les industries qui employaient des travailleurs peu qualifiés avaient un taux d'adhésion à un régime de pension agréé moins élevé que les autres industries. Puisque le roulement de la main-d'œuvre est moins coûteux dans de telles industries comparativement à d'autres, il est possible que ces entreprises soient moins incitées à offrir un régime de pensions de façon à conserver leurs employés. Des déplacements de l'emploi vers de tels secteurs peuvent ainsi tendre à réduire le taux d'adhésion aux RPA.

Au sein d'un secteur d'activité donné, un accroissement des compétences requises par les emplois peut entraîner une hausse du taux d'adhésion. Les entreprises qui emploient des travailleurs hautement qualifiés peuvent être grandement incitées à garder ceux-ci et, ainsi, peuvent offrir fréquemment un régime de pensions. Des changements dans la propension des travailleurs à détenir des emplois hautement qualifiés (estimée des emplois hautement rémunérés) peuvent alors influencer le taux d'adhésion à un RPA.

La présence de syndicats peut augmenter les chances qu'a un travailleur de se voir offrir un régime de pensions si les syndicats négocient à la fois les offres salariales et les avantages sociaux. Si tel est le cas, une baisse du taux de syndicalisation pourrait être associée à une baisse du taux d'adhésion.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Marie Drolet ou avec René Morissette, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, au (613) 951-5691 ou au (613) 951-3608, respectivement.

Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs: les petits établissements du secteur des services aux entreprises
G. Gellatly
Document de recherche n° 143

Ce rapport s'arrête aux industries des services aux entreprises et est consacré à un examen approfondi des différences stratégiques entre les petites entreprises qui sont engagées dans l'innovation et celles qui ne le sont pas. Les industries des services aux entreprises à l'étude incluent les services informatiques et connexes, les services d'ingénierie et les autres services scientifiques et techniques. Quatre établissements de petite taille sur dix dans ces industries utilisaient des pratiques innovatrices, comme l'introduction de nouveaux ou de meilleurs produits ou processus ou de nouvelles ou de meilleures formes d'organisation.

L'étude, fondée sur un échantillon d'environ 2 500 petits établissements tiré à partir de l'Enquête sur les innovations de 1996, révèle deux différences importantes entre les innovateurs et les non-innovateurs. Premièrement, les innovateurs mettaient davantage l'accent sur le développement de certaines capacités. Les entreprises innovatrices, par exemple, attachaient davantage d'importance à la gestion financière et à l'acquisition de capital. Elles mettent également davantage l'accent sur le recrutement d'une main-d'œuvre qualifiée et sur la rémunération au rendement. Ces distinctions montrent que, dans les petites entreprises des industries effectuant intensément de la recherche et du développement, les compétences en gestion financière et en ressources humaines jouent un rôle critique à l'intérieur du processus d'innovation.

Deuxièmement, les innovateurs attachaient plus d'importance au règlement des problèmes. Les programmes d'innovation couronnés de succès résultent souvent d'un processus «d'apprentissage par la pratique». La probabilité de rencontrer des obstacles à l'innovation s'accroît au fur et à mesure que les sociétés intensifient leurs investissements dans la recherche et le développement et dans la propriété intellectuelle. L'étude a également révélé que les entreprises qui réussissaient à innover étaient plus susceptibles de se heurter à des problèmes reliés à la commercialisation, aux imitations de leurs innovations et à des pénuries de main-d'œuvre qualifiée.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Guy Gellatly, Division de l'analyse micro-économique, au (613) 951-3758.

Pour obtenir des exemplaires de ces études ou d'autres études dans la collection documents de recherche, communiquez avec Louise Laurin au (613) 951-4676. Elles sont aussi disponibles sans frais sur le site web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Elles se trouvent sous les rubriques «Produits et services», «Documents de recherche téléchargeables (gratuites)», puis «Études analytiques».

Ces documents de recherche sont aussi disponibles par l'entremise des centres de consultation régionale de Statistique Canada le plus près de votre localité ou du Comité d'examen des publications, Direction des études analytiques, Statistique Canada, 24e étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa (Ontario), K1A 0T6. Ou encore, téléphonez au (613) 951-1804; télécopieur : (613) 951-5403.

QUOI DE NEUF DANS LE TRAVAIL?

Nouveautés concernant la population active

L'Enquête sur la population active (EPA) a fait l'objet d'une révision en profondeur. La méthode de l'«estimation composite», qui réduit la volatilité des changements mensuels pour un certain nombre de variables, a été adoptée par l'EPA. De plus, toutes les estimations de l'EPA ont été révisées afin de refléter la population dénombrée lors du Recensement de 1996. Ces deux changements ont entraîné une révision de toutes les estimations de l'EPA, remontant jusqu'à janvier 1976.

Le numéro d'hiver 1999 du *Point sur la population active* (n° 71-005-XPB au catalogue, 29 $/96 $), intitulé «Un aperçu du marché du travail en 1999», utilise les données révisées. Des observations sélectionnées viennent ensuite.

- L'emploi a progressé à un rythme soutenu en 1999, et ce, pour une troisième année consécutive, favorisé par l'embauche dans le

secteur manufacturier et particulièrement dans le secteur de l'informatique et du matériel électronique.

- Le nombre de travailleurs canadiens ayant un emploi s'est accru de 427 000, chiffre en hausse de 3,0 % par rapport à 1998. En décembre, quelque 14,7 millions de personnes, soit 61 % de la population d'âge actif, avaient un emploi au Canada.
- Cette croissance de l'emploi s'est accompagnée d'une baisse du chômage. À la fin de l'année, le nombre de chômeurs avait diminué de 191 000, une baisse de près de 15 %. Cela a entraîné une diminution désaisonnalisée du taux de chômage, qui est passé de 8,1 % au début de l'année à 6,8 % en décembre, son taux le plus faible depuis avril 1976.
- En 1999, l'emploi a progressé dans tous les principaux groupes d'âge. C'est chez les hommes du groupe d'âge principal (les 25 à 54 ans) que la croissance de l'emploi a été la plus forte, ce groupe enregistrant une augmentation de 134 000 emplois (2,3 %) par rapport à l'année précédente. Le taux d'emploi de ce groupe a augmenté pour une troisième année d'affilée.
- Près de la moitié (46 %) de la hausse a été réalisée en Ontario, où le nombre d'emplois s'est accru de 56 000 dans le secteur manufacturier et de 198 200 (3,6 %) globalement. Au Québec, le nombre d'emplois a augmenté de 93 000 (2,8). À la fin de l'année, le taux de chômage dans cette province s'établissait à 8,1 %, soit le taux le plus faible depuis mai 1976. En Colombie-Britannique, le nombre de personnes ayant un emploi a augmenté de 55 000 au cours de l'année, une hausse de 2,9 %. En pourcentage, c'est Terre-Neuve qui a enregistré la plus forte hausse de l'emploi au pays en 1999, affichant un taux de croissance de 6,8 %—plus du double de la moyenne nationale (3,0 %).

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité des données, communiquez avec Martin Tabi, Enquête sur la population active, au (613) 951-5269; télécopieur : (613) 951-3012; tabimar@statcan.ca ou consultez «En Profondeur» sur le site web de Statistique Canada (www.statcan.ca).

Pour plus d'information au sujet des révisions de l'EPA, visitez le www.statcan.ca/français/concepts/epa/epa.pdf.

Le numéro d'automne 1999 du *Point sur la population active*, intitulé «Les jeunes et le marché du travail» fait une mise à jour des renseignements d'abord parus dans le numéro du printemps 1997. À ce moment-là, les jeunes subissaient toujours les effets de la récession du début des années 90 et attendaient encore de constater une amélioration notable de leurs chances de trouver un emploi. Cependant, le marché du travail s'est grandement amélioré pour les jeunes au cours des deux dernières années.

Contrairement à son rendement suite à la récession du début des années 80, le marché du travail des jeunes n'a pas repris immédiatement après la dernière récession. Les taux d'emploi et d'activité ont fortement diminué durant la majeure partie de la décennie, touchant particulièrement les adolescents. Cependant, après plus d'une année de croissance de l'emploi chez les adultes, les employeurs ont recommencé à embaucher des jeunes en 1998. Cette tendance s'est poursuivie tout au long de 1999.

Pour plus de renseignements, communiquez avec Jeannine Usalcas, Division de la statistique du travail, au (613) 951-4720; télécopieur : (613) 951-2869; usaljea@statcan.ca, ou consultez «En Profondeur» sur le site web de Statistique Canada (www.statcan.ca).

Des changements dans les données de CANSIM

Les séries chronologiques révisées de l'EPA sont disponibles sur CANSIM, la base de données ordinolingue et le système d'extraction de Statistique Canada.

Grâce à l'adoption de l'estimation composite, des données désaisonnalisées provinciales détaillées seront publiées sous forme d'estimations mensuelles plutôt que de moyennes mobiles de trois mois, en utilisant les 10 mêmes matrices et les mêmes numéros de banque de données.

Pour plus d'information sur ces changements, consultez le communiqué de CANSIM (http://www.statcan.ca/francais/CANSIM/communique_f.htm)

En ce qui a trait à la parution des données de janvier 2000, les données désaisonnalisées mensuelles pour les caractéristiques clés de la population active de Montréal, Toronto et Vancouver sont publiées dans *Information population active* (nº 71-001-PPB au catalogue 11 $/103 $). Ces séries sont également disponibles par le biais de CANSIM (matrice 3503). Les données pour les autres Régions métropolitaines de recensement (RMR) continueront d'être publiées sous forme de moyennes mobiles de trois mois, incluant celles pour les régions nommées ci haut afin de permettre d'effectuer des comparaisons entre les différentes RMR. Les données mensuelles désaisonnalisées pour toutes les RMR continueront toutefois d'être disponibles sur demande.

Nouvelles données de l'EPA sur CD-ROM

Le CD-ROM de la *Revue chronologique de la population active* (nº 71F0004XCB au catalogue, 195 $) de 1999 est maintenant disponible. Il inclut les nouvelles estimations révisées dont on fait mention précédemment dans cette section. Ce produit annuel constitue une base de données détaillée qui utilise des estimations de l'Enquête sur la population active, offrant des milliers de séries croisées couvrant plus de deux décennies. Les séries mensuelles et annuelles pour la période 1976 à 1999 portent sur un éventail de sujets, incluant l'activité sur le marché du travail selon les caractéristiques démographiques, scolaires et familiales, et les tendances sur le marché du travail des régions métropolitaines et des régions économiques.

Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes ou la qualité de données, communiquez avec Marc Levesque, Division de la statistique du travail, au (613) 951-2793; télécopieur : (613) 951-2869; marc.levesque@statcan.ca. Pour commander, communiquez avec le centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de votre localité.

Mesures supplémentaires du chômage

Un nouvel ensemble de mesures supplémentaires du chômage a été élaboré au cours de la dernière année afin de jeter un éclairage additionnel sur le degré de sous-utilisation de la main-d'œuvre et l'ampleur des difficultés associées au fait de ne pas avoir d'emploi. Ces mesures supplémentaires ont été présentées dans le numéro de l'été 1999 du *Point sur la population active*. Chaque année, une mise à jour de ces mesures sera comprise dans le numéro d'hiver, lequel fournit un aperçu du marché du travail de l'année précédente. De plus, le CD-ROM de 1999 de la *Revue chronologique de la population active* comprendra des tableaux provinciaux présentant les mesures supplémentaires mensuelles et annuelles du chômage.

Enquête sur le milieu de travail et les employés

Les premiers résultats de la toute nouvelle Enquête sur le milieu de travail et les employés pour l'année de référence 1998 seront disponibles bientôt. Il s'agit d'une enquête combinée qui établit des liens entre les employeurs et les employés et entre les deux facettes de l'offre et de la demande sur le marché du travail.

La parution sommaire s'appuiera sur certaines variables seulement, comme le changement organisationnel et technologique et les stratégies des entreprises, et proviendront du questionnaire auprès des employeurs. Une publication plus complète contenant des données issues à la fois des questionnaires auprès des employeurs et des employés, de même que des articles portant sur des recherches et des produits découlant de l'enquête suivront. L'accès au fichier principal de microdonnées coïncidera avec la diffusion de la publication principale.

Pour plus de renseignements, communiquez avec Howard Krebs, Division de la statistique du travail, au (613) 951-4063; howard.krebs@statcan.ca.

Programme des statistiques de l'assurance-emploi

Le système de référence pour les statistiques de l'assurance-emploi (AE) a été révisé. L'amélioration des estimations résultera en particulier de ce que : les codes géographiques les plus récents fondés sur le Recensement de 1996 ainsi que le dernier fichier de codes postaux ont été intégrés; les facteurs saisonniers ont été améliorés; il n'est plus nécessaire d'ajuster les données provisoires; les variations en pourcentage sont calculées à l'aide de données arrondies; le nombre de prestataires dans les nouveaux territoires du Nord-Ouest et du Nunavut sont disponibles depuis mars 1999; les remboursements versés au programme sont maintenant intégrés dans les «prestations totales versées»; et les transferts aux provinces sont publiés séparément.

Pour plus amples renseignements, communiquez avec le service de renseignements de la Division de la statistique du travail au (613) 951-4090.

QUOI DE NEUF DANS LE REVENU?

Tendances du revenu

Tendances du revenu au Canada (n° 13F0022XCB au catalogue, 195 $) est un nouveau CD-ROM des statistiques sur le revenu qui traite de thèmes tels que la répartition du revenu, l'impôt sur le revenu, les transferts gouvernementaux et le faible revenu. Ces estimations proviennent de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et portent sur les années 1980 à 1997. À partir de 1998, l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu remplacera l'EFC et sera ajoutée aux futures éditions. Ce produit remplace la *Revue chronologique du revenu, 1980-1996*.

Six nouveaux tableaux ont été ajoutés aux 42 précédents. La majorité comprennent maintenant des données pour toutes les provinces et pour 15 régions métropolitaines de recensement.

Quatre des nouveaux tableaux fournissent des données relatives au revenu du marché, c'est-à-dire les gains plus les revenus de placement et les revenus de pension/rente de retraite. Les deux autres donnent des renseignements sur les transferts gouvernementaux et les impôts sur le revenu payés. Ces tableaux contiennent des moyennes, des taux et des parts du total selon le quintile de revenu après impôt. Tous les tableaux présentent des estimations pour différents sous-groupes de la population.

Pour de plus amples renseignements sur ce CD-ROM, voir le document de recherche intitulé *Tendances du revenu au Canada 1980-1997, Guide de l'utilisateur* sur le site web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Il se trouve sous les rubriques «Produits et services», «Documents de recherche téléchargeables (gratuits)» puis «Revenu, dépenses, pensions, avoirs et dettes» et «Revenu».

Seuils de faible revenu

Les seuils de faible revenu (SFR) avant impôt pour 1998 sont maintenant disponibles. Chaque année, les SFR sont mis à jour pour tenir compte de l'augmentation du coût de la vie selon l'Indice des prix à la consommation.

Les seuils sont présentés dans le récent numéro *Seuils de faible revenu* (n° 13-551-XIB au catalogue, gratuit) pour les années 1980 à 1998. Les bases de 1992 et de 1986 sont incluses.

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. Pour plus de renseignements, consultez *À propos de la pauvreté et du faible revenu* disponible sur le site web de Statistique Canada (www.statcan.ca), sous les rubriques «Concepts, définitions et méthodes», «Documents de discussion ou nouvelles enquêtes» et «Article sur la pauvreté et le faible revenu».

Documents de recherche

Devrait-on revoir les seuils de faible revenu? Un document de travail

Statistique Canada a étudié un certain nombre d'options en ce qui concerne la mise à jour des seuils de faible revenu (SFR). Ce rapport fait état des questions et des constatations liées aux différentes options et propose un plan d'action.

Statistique Canada produit des données sur le faible revenu depuis les années 1960. À l'heure actuelle, le Bureau se sert des SFR établis en fonction des données sur les dépenses des familles de 1992. Chaque année, les SFR sont mis à jour compte tenu de l'inflation, à partir de l'Indice des prix à la consommation. Toutefois, aucun changement récent dans les habitudes de dépense ne se reflète dans les SFR ni dans les taux de faible revenu qui en découlent.

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), 1993-1997 : mise à jour

Les données sur le revenu de la famille de Statistique Canada ont été fondées sur l'Enquête sur les finances des consommateurs depuis plusieurs années. En 1995, l'élaboration du projet de remplacement de l'EFC par l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu—une nouvelle enquête longitudinale avec un contenu semblable en matière de revenu et un contenu beaucoup plus détaillé en ce qui concerne le travail, s'est mis en branle. L'EDTR, qui depuis 1993 recueille des données longitudinales en ce qui a trait au marché du travail et au revenu, peut également produire des données transversales annuelles.

Ce rapport présente les résultats provenant des deux sources pour diverses séries chronologiques importantes. De plus certains tableaux sur la dynamique du revenu tirés de l'EDTR donnent un aperçu des nouvelles données longitudinales disponibles.

D'une enquête à l'autre : Une série intégrée de données sur le revenu de l'EFC et de l'EDTR, 1989 à 1997

L'EDTR remplacera l'EFC à compter de l'année de référence 1998, après une période de chevauchement de cinq ans entre les deux enquêtes. Le passage à l'EDTR est justifié non seulement pour des raisons d'efficacité, mais aussi parce que cette enquête comporte une très vaste gamme de variables démographiques, sur la famille et le travail.

Ce document présente quelques-unes des plus importantes séries sur le revenu; par exemple, le revenu total, le revenu avant et après impôt, et les taux de faible revenu avant et après impôt, basés sur les seuils de faible revenu.

Ces séries intégrées fournissent aux utilisateurs de données, un avant-goût des renseignements qui seront publiés en commençant par l'année de référence 1998. Par conséquent, quand les changements de 1997 à 1998 seront publiés en 2000, les estimations des deux années seront fondées sur l'EDTR.

L'écart persistant : nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada

Cette étude, grâce à l'utilisation de données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, fait voir sous un jour nouveau l'écart salarial entre les femmes et les hommes. Elle examine dans quelle mesure les facteurs comme l'expérience de travail, les tâches de supervision et la participation aux décisions administratives, contribuent aux différences salariales entre les hommes et les femmes. L'étude n'explique pas pourquoi il existe des différences entre hommes et femmes quant à leur situation relative à l'emploi, mais examine plutôt comment ces différences sont liées à l'écart salarial.

Des ratios des gains femmes-hommes ont déjà été calculés à l'aide des chiffres provenant de l'Enquête sur les finances des consommateurs fondés sur les gains annuels des travailleurs, y compris des travailleurs autonomes, travaillant à temps plein toute l'année.

La présente étude est fondée sur les données du revenu horaire, celles-ci permettant d'éliminer l'effet de la différence entre le nombre d'heures travaillées annuellement chez les hommes et les femmes et de fournir une image plus précise des différences de traitement dues à d'autres facteurs.

Une étude similaire, fondée sur les données relatives aux gains horaires de l'Enquête sur la population active, est parue le 1er décembre 1999. Voir «Gains des femmes/gains des hommes» dans *Perspective*, hiver 1999.

Les documents présentés ci haut sont accessibles gratuitement sur le site web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Ils se trouvent sous les rubriques «Produits et services», «Documents de recherche téléchargeables (gratuites)», puis «Revenu, dépenses, pensions, avoirs et dettes» et «Revenu».

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

Programmes de revenu de retraite

Le présent document fournit un répertoire des enquêtes, bases de données, publications, articles et travaux en cours au sein de Statistique Canada, qui se rapportent aux programmes de revenu de retraite au Canada. Certains des renseignements sont utilisés comme source secondaire dans le cadre de travaux de recherche ou d'analyse dans ce domaine. À titre d'exemple, l'Enquête sur la population active fournit des renseignements sur le nombre de travailleurs rémunérés au Canada, des données nécessaires pour calculer la proportion des effectifs visés par certains programmes.

Programmes de revenu de retraite : répertoire des données et des renseignements disponibles à Statistique Canada (nº 13F0026MIE00001 au catalogue) a été mis au point par la Section des pensions de la Division de la statistique du travail. Il est disponible gratuitement sur le site web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Il se trouve sous les rubriques «Produits et services», «Documents de recherche téléchargeables (gratuites)», puis «Revenu, dépenses, pensions, avoirs et dettes» et «Avoirs et dettes».

Pour plus de renseignements, communiquez avec les Services aux clients, Division de la statistique du revenu, au (613) 951-7355 ou 1 888 297-7355; télécopieur : (613) 951-3012; revenu@statcan.ca.

Régimes de pension

Régimes de pension au Canada est fondé sur les résultats d'un recensement de l'ensemble des régimes de pension agréés (RPA) d'employeurs au pays et s'attarde aux changements survenus au cours de la période de 1987 à 1997. Il fournit des données relatives aux diverses modalités des RPA, en plus de celles relatives à l'adhésion à ce régime ainsi qu'aux cotisations y étant versées. Certaines données sont aussi présentées en ce qui concerne d'autres programmes visant à fournir une source de revenu à la retraite. Entre autres, le Régime enregistré d'épargne-retraite (REER), le Régime de pensions du Canada/Régime de rentes du Québec et le Supplément de revenu garanti/Sécurité de la vieillesse.

Les statistiques du présent communiqué sont fondées en grande partie sur les données administratives des 10 régies de rentes (neuf provinciales et une fédérale). Un tableau portant sur la population active et les travailleurs rémunérés adhérant à un régime de pension agréé est disponible sur le site web de Statistique Canada (www.statcan.ca) dans le module «Canada en statistiques».

Un rapport intitulé *Régimes de pension au Canada, 1er janvier 1998* (nº 74-401-XIB au catalogue, 31 $) est maintenant en vente. Pour plus de renseignements ou pour obtenir des tableaux statistiques ou des totalisations supplémentaires, communiquez avec les Services aux clients, Division de la statistique du revenu, au (613) 951-7355 ou 1 888 297-7355; télécopieur : (613) 951-3012; revenu@statcan.ca.

Réparations et rénovations effectuées par les propriétaires-occupants

Les propriétaires-occupants ont dépensé en moyenne 1 670 $ pour réparer ou rénover leur maison en 1998. Il s'agit à peu près du même montant qu'en 1997, quoique bien inférieur au sommet de 2 710 $ atteint en 1989. En 1998, les dépenses moyennes pour les travaux donnés à contrat étaient de 1 070 $. Cependant, la moyenne est demeurée sous le sommet de 1 820 $ atteint en 1989. Au total, les propriétaires-occupants ont dépensé 12,8 milliards de dollars en réparations et en rénovations en 1998. Environ 67 % des 7,6 millions de propriétaires-occupants

du pays ont fait des réparations ou des rénovations à leur maison en 1998. Parmi ces 7,6 millions de propriétaires-occupants, 9 % ont dépensé 5 000 $ ou plus. Toutefois, pour de nombreux propriétaires-occupants, les dépenses ont été modestes, environ 24 % d'entre eux ayant dépensé moins de 500 $.

Les données de 1998 provenant de l'Enquête sur les réparations et les rénovations effectuées par les propriétaires-occupants ont été recueillies en mars 1999 auprès d'un échantillon d'environ 20 000 propriétaires-occupants. Pour faciliter les comparaisons dans le temps, les données des années précédentes ont été converties pour tenir compte des changements de prix dans le domaine de la construction. Seules les données sommaires des dépenses des années précédentes ont été ajustées.

Les données sommaires provenant de cette enquête sont disponibles gratuitement dans le site web de Statistique Canada (www.statcan.ca). Elles se trouvent sous les rubriques «Le Canada en statistiques», «La société», «Familles, ménages, logement», puis «Dépenses». Il est également possible de se procurer des tableaux présentant des données détaillées sur les réparations et les rénovations pour le Canada et les provinces (nº 62F0061XDB au catalogue, 35 $ ou nº 62F0061XPB au catalogue, 50 $) et des tableaux personnalisés.

Dépenses en réparations et rénovations effectuées par les propriétaires-occupants, 1998 (nº 62-201-XIB au catalogue, 23 $ ou nº 62-201-XPB au catalogue, 31 $) est maintenant disponible. Pour plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec les Services aux clients, Division de la statistique du revenu, au (613) 951-7355 ou 1 888 297-7355; télécopieur : (613) 951-3012; revenu@statcan.ca.

Dépenses des ménages, 1998

En 1997, l'Enquête sur les dépenses des ménages a remplacé l'Enquête sur les dépenses des familles (tenue pour la dernière fois en 1996) et l'Enquête sur l'équipement ménager (tenue pour la dernière fois en 1997). (Voir aussi *Indicateurs clés de l'emploi et du revenu* dans ce numéro.)

Les données sommaires sur les dépenses des ménages de 1998, de même que sur les caractéristiques du logement et l'équipement ménager, sont accessibles sans frais dans le site web de Statistique Canada (www.statcan.ca) sous la rubrique «Le Canada en statistiques», «La société», «Familles, ménages, logement» et «Dépenses».

Les tableaux qui présentent les données détaillées sur les dépenses sont maintenant disponibles pour le Canada, les provinces et les territoires, et les régions métropolitaines sélectionnées. On peut également obtenir des totalisations personnalisées. *Les habitudes de dépenses au Canada, 1998* (nº 62-202-XIB au catalogue, 34 $ ou nº 62-202-XPB au catalogue, 45 $) paraîtra en juin 2000.

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

DES CONGRÈS À VENIR

Statistique Canada, Conférence économique de 2000 : Horizons en expansion : le Canada à l'échelle internationale
Les 15 et 16 mai 2000, Ottawa

La conférence économique annuelle de Statistique Canada, qui se tiendra au Centre des congrès d'Ottawa, est un forum qui favorise l'échange de résultats de recherches empiriques par les représentants des secteurs commercial, public et syndical et des centres de la recherche. Des conférenciers invités présenteront en séances plénières, à comparer la situation canadienne à celle d'autres pays et à discuter des enjeux découlant des flux internationaux de toutes sortes.

Pour plus amples renseignements, communiquez avec Jocelyne Lepage, Coordonnatrice de la conférence, au (613) 951-1135; télécopieur : (613) 951-4179; lepajoc@statcan.ca; ou bien visiter notre site web à http://www.statcan.ca/francais/conferences/economic2000.

International Conference on Establishment Surveys—II
Du 17 au 21 juin 2000
Buffalo, New York

La première Conférence internationale sur les enquêtes-établissements (ICES) tenue à Buffalo, New York en 1993 avait rassemblé plus de 400 spécialistes des enquêtes auprès des entreprises, sur l'agriculture et auprès des institutions. La monographie a été publiée par J. Wiley en 1995 sous la direction de B. Cox et al. sous le titre *Business Survey Methods*.

Une deuxième conférence, ICES-II, qui se tiendra à l'Hôtel Adam's Mark à Buffalo, est prévue pour le mois de juin 2000. Depuis la première ICES, un grand nombre de nouvelles techniques ont été mises en place par les praticiens du monde entier. La première conférence a ouvert la voie en établissant une documentation officielle sur les toutes dernières techniques de l'époque. La deuxième conférence permettra de jeter un coup d'œil sur les méthodes utilisées pour mener des enquêtes auprès des entreprises, des fermes et des institutions.

Pour plus amples renseignements sur les ateliers, les séances et les démonstrations, visitez le site web de la conférence au http://www.eia.doe.gov/ices2/index.html.

La Fondation canadienne de la restructuration rurale et Statistique Canada
La nouvelle économie des régions rurales : enjeux et options
Du 11 au 14 octobre 2000
Alfred (Ontario)

Le 12e colloque annuel sur la politique rurale de la Fondation canadienne de la restructuration rurale, organisé en collaboration avec Statistique Canada, se tiendra à Alfred (Ontario) en octobre 2000.

Par le moyen de tables rondes, d'ateliers et de présentations, la conférence mettra l'accent sur les quatre thématiques suivantes : l'effet de la restructuration municipale sur le développement des régions rurales; l'importance de l'agriculture sur l'économie rurale; les tendances démographiques en milieu rural; et la structure de l'emploi en milieu rural.

Pour plus amples renseignements, communiquez avec Brian Bender, Coordonateur de la conférence, rue St-Paul, C.P. 580, Alfred (Ontario), K0B 1A0; (613) 679-2218 (Ext. 207); télécopieur : (613) 679-2415; bbender@alfredc.uoguelph.ca ou avec Ray D. Bollman, Président du programme, Division de l'agriculture, au (613) 951-3747; télécopieur : (613) 951-3868; bollman@statcan.ca.

Perspective

Indicateurs clés de l'emploi et du revenu

Analyses et graphiques sélectionnés

Cette section met régulièrement en lumière des statistiques et des analyses provenant d'une large variété de sources. Cependant, cela fait bien des années que l'information recouvrant la gamme complète des enquêtes sur l'emploi et le revenu a été présentée. Ainsi, dans le premier numéro *Perspective* de l'an 2000, cette rubrique donne un aperçu des enquêtes offrant des données afin d'examiner les conditions économiques au Canada.

Pour chaque source de données, une brève description de l'enquête est présentée, accompagnée de tableaux explicatifs et d'analyses. La fréquence de l'enquête est rapportée ainsi que les coordonnées d'une personne-ressource ou d'un service approprié. Une grande partie de l'information a été tirée du journal *Le quotidien*, l'outil principal de Statistique Canada pour les nouvelles données et informations. D'autres statistiques et analyses ont été tirées de l'information offerte par des divisions reliées au sujet en question et/ou d'autres publications de Statistique Canada.

À travers les années, Statistique Canada (souvent associé à d'autres départements fédéraux du gouvernement) a lancé plusieurs nouvelles enquêtes reliées à l'emploi et au revenu; entre autres l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR). D'autres enquêtes ont subi des révisions importantes—l'Enquête sur la population active (EPA) et le Recensement de la population pour n'en nommer que deux—pendant que d'autres encore ont été remplacées (par exemple, l'Enquête sur l'équipement ménager et l'Enquête sur les dépenses des familles remplacées par l'Enquête sur les dépenses des ménages [EDM]).

C'est pour ces raisons que les utilisateurs doivent être prudents lorsqu'ils font des comparaisons de données provenant d'années différentes. Ils sont aussi encouragés de contacter la personne-ressource ou le service approprié pour toute clarification requise. Pour des renseignements généraux reliés aux tableaux et aux analyses suivants, communiquez avec Bruce Rogers au (613) 951-2883; bruce.rogers@statcan.ca ou avec Joanne Bourdeau au (613) 951-4722; joanne.bourdeau@statcan.ca; télécopieur : (613) 951-4179.

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 :
Alain Cregheur (613) 951-5698

Enquêtes sur l'emploi et le revenu

Enquête sur la population active
Tirage : mensuel
Personne-ressource :
Marc Lévesque (613) 951-2793

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 ou 1 800 567-6866

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
Services aux clients :
(613) 951-7355 ou 1 888 297-7355

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

Données régionales et administratives (DRA)

La Division des données régionales et administratives produit une abondance de données économiques et démographiques sur les déclarants canadiens et leurs dépendants. Les données sont dérivées principalement du fichier d'impôt annuel de Revenu Canada. Ce fichier est le fondement de 14 produits standard basés sur les codes postaux et les codes géographiques du recensement. Des données transversales ou longitudinales sur les particuliers, les familles ou les aînés sont aussi disponibles. Tirage : annuel. Services aux clients : (613) 951-9720, saadinfo@statcan.ca.

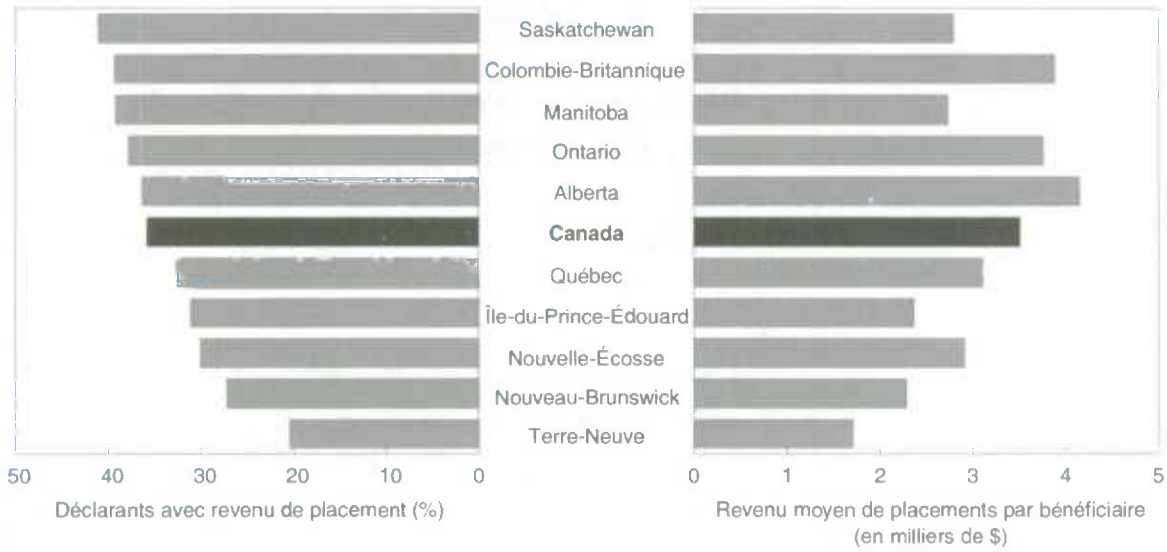
En 1998, le nombre de Canadiens ayant déclaré un revenu de placement et le montant du revenu reçu sont demeurés essentiellement les mêmes par rapport à 1997. Le nombre de bénéficiaires de revenus de placements a diminué de moins d'un demi pour cent (-0,4 %) pour atteindre 7,5 millions de personnes, et le montant total déclaré était de 26,2 milliards de dollars, chiffre en hausse de seulement 0,1 % par rapport à 1997.

En 1998, conformément à la tendance établie au cours des années précédentes, le nombre d'épargnants a chuté une fois de plus, passant de 5,2 millions de personnes en 1997 à légèrement moins de 5,0 millions, une baisse de 4,6 %. Le revenu en intérêts a également diminué de près de un milliard de dollars, un recul de 11,2 %.

Au cours de la décennie, le nombre d'investisseurs (les personnes qui obtiennent un revenu de dividendes) a augmenté continuellement. En 1998, le nombre de bénéficiaires de dividendes a augmenté de plus de 200 000 personnes pour atteindre 2,5 millions de personnes, une hausse de 9,0 %. Le montant de leur placements, y compris les intérêts qu'ils peuvent avoir reçus, a augmenté de 6,5 % pour atteindre 17,8 milliards de dollars.

Parmi l'ensemble des déclarants en 1998, 36 % ont déclaré avoir reçu des intérêts ou des dividendes. La Saskatchewan a affiché le pourcentage le plus élevé de bénéficiaires de revenus de placements par rapport au nombre total de déclarants dans la province (41 %), suivie de la Colombie-Britannique et du Manitoba à 39 %.

Le revenu de placements, 1998



Source : Division des données régionales et administratives

Enquête annuelle sur les manufactures

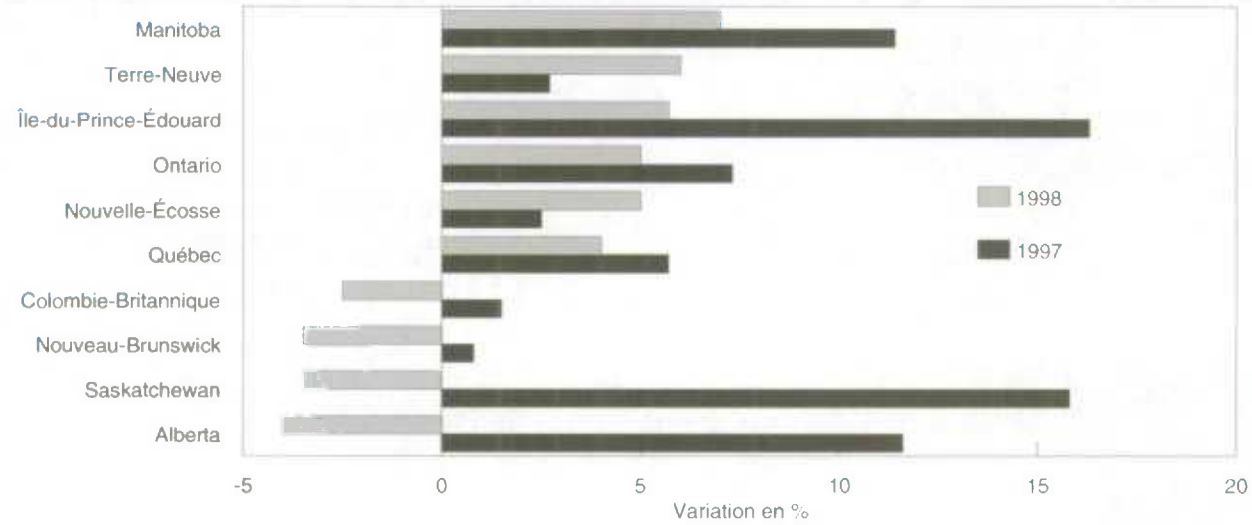
L'Enquête annuelle sur les manufactures recueille de l'information pour environ 35 000 établissements manufacturiers regroupés dans 236 industries. Les statistiques principales recueillies sont les livraisons, le matériel acheté, les inventaires, l'emploi et la rémunération, des données sur l'activité non manufacturière et de l'information sur les produits. Les données fournissent les mesures de la production du secteur manufacturier et elles nous donnent une indication de l'état général de chaque industrie et de leur contribution à l'économie canadienne. Tirage : annuel. Personne-ressource : Richard Vincent (613) 951-4070, manufact@statcan.ca.

Toutes les provinces affichent des hausses dans les livraisons en 1997. La disparité économique régionale du Canada résulte de variations provinciales à titre de performance. En 1997, les plus fortes hausses en pourcentage sont enregistrées à l'Île-du-Prince-Édouard (16 %), en Saskatchewan (16 %), en Alberta (12 %) et au Manitoba (11 %). L'Ontario et le Québec enregistrent des hausses plus modestes contribuant pour 57 % et 20 %, respectivement, de la hausse de 27,5 milliards de dollars des livraisons manufacturières enregistrées en 1997.

Après une baisse importante en 1996, la Colombie-Britannique a enregistré une légère hausse en 1997. Cette province se remet tranquillement de la faiblesse de l'activité manufacturière, principalement attribuable à l'effondrement de l'économie des pays de l'Asie Pacifique qui a débuté au cours de l'été 1997. La crise a eu pour effet de réduire la demande de matières premières ce qui a eu pour effet d'exercer une pression à la baisse sur leurs prix. (L'activité manufacturière de la Colombie-Britannique s'oriente surtout vers les matières premières [papier et bois] qui sont en grande partie exportés).

L'année 1998 ne s'annonçait pas plus réjouissante pour cette province, avec une baisse des livraisons d'environ 3 %.

Changement des livraisons de manufactures par province, 1997 et 1998



Sources : Enquête annuelle sur les manufactures; Enquête mensuelle sur les manufactures (1998)

Recensement de la population, données sur le travail

Le Recensement de la population fournit de l'information démographique, sociale, économique et culturelle sur la population canadienne (les particuliers, les familles, les ménages et les logements). Les données sur le marché du travail incluent, par exemple, la profession, la branche d'activité, la catégorie de travailleur, le lieu de travail, le nombre de semaines travaillées, le nombre d'heures travaillées, le travail non rémunéré et les activités sur le marché du travail. Tirage : quinquennal. Personne-ressource : Michel Côté (613) 951-6896, michel.cote@statcan.ca.

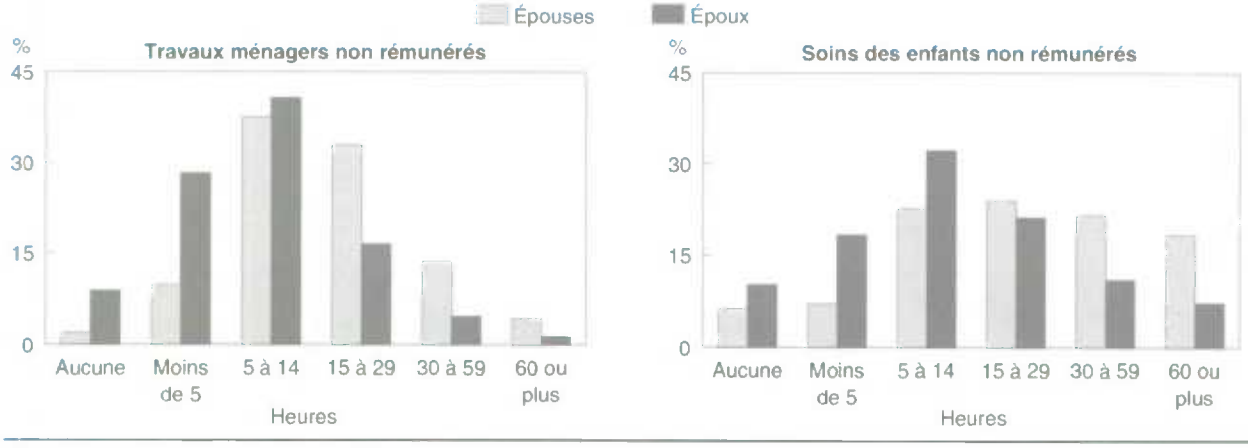
Parmi les ménages privés au Canada, 92 % des femmes ont déclaré avoir consacré du temps non rémunéré aux travaux ménagers ou à l'entretien de la maison durant la semaine précédant le recensement, comparativement à 85 % des hommes.

Parmi les épouses qui occupaient un emploi rémunéré à temps plein (30 heures ou plus) durant la semaine précédant le recensement, 51 % consacraient 15 heures ou plus à effectuer des travaux ménagers non rémunérés. À l'opposé, parmi les femmes qui n'occupaient pas un emploi rémunéré, 70 % consacraient 15 heures ou plus aux travaux ménagers. Chez les époux occupant un travail rémunéré à temps plein, 23 % consacraient au moins 15 heures aux travaux ménagers, alors que pour les époux qui n'occupaient pas un emploi rémunéré, la proportion était de 36 %.

Les personnes occupant un emploi rémunéré à temps plein consacraient moins de temps à leurs enfants : environ 64 % des épouses qui avaient un emploi rémunéré à temps plein avaient consacré 15 heures ou plus aux soins des enfants au cours de la semaine précédant le recensement. Cette proportion était de 79 % chez les épouses qui n'occupaient pas d'emploi rémunéré à temps plein.

Environ 18 % des épouses ayant un emploi rémunéré à temps plein ont déclaré avoir consacré 60 heures ou plus aux soins des enfants. Ce chiffre augmentait de plus du double (46 %) chez les épouses qui n'occupaient pas d'emploi rémunéré à temps plein. Les hommes ne faisaient pas exception. Environ 42 % des époux qui n'avaient pas d'emploi rémunéré à temps plein avaient passé 15 heures ou plus avec leurs enfants, comparativement à 39 % pour ceux qui occupaient un emploi rémunéré à temps plein.

Heures de travail non rémunéré consacrées aux travaux ménagers et aux soins des enfants chez les époux avec un emploi à temps plein



Source : Recensement du Canada, 1996

Recensement de la population, données sur le revenu

Le Recensement de la population fournit de l'information démographique, sociale, économique et culturelle sur la population canadienne (les particuliers, les familles, les ménages et les logements). Les données sur le revenu incluent, par exemple, le revenu d'emploi, les transferts gouvernementaux, les autres revenus et le revenu total. Tirage : quinquennal. Personne-ressource : Alain Cregheur (613) 951-5698, alain.cregheur@statcan.ca.

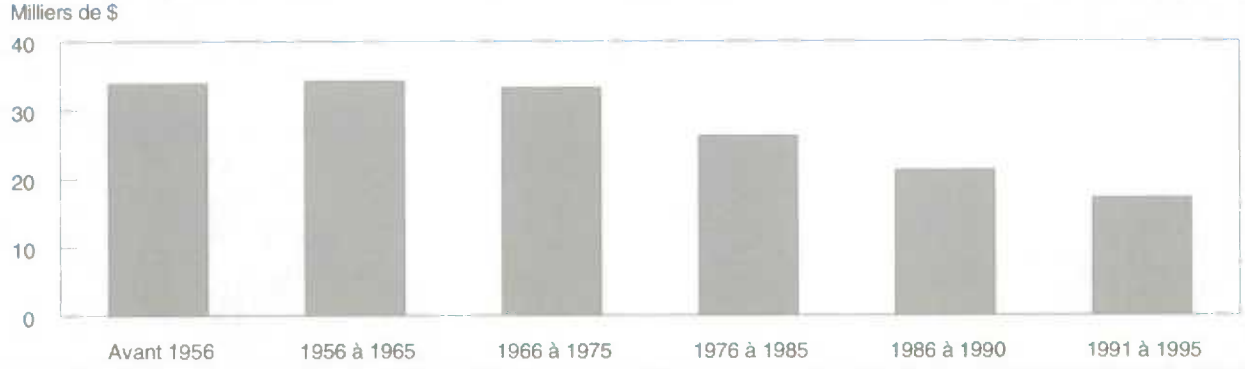
En 1995, plus de 2,8 millions de bénéficiaires d'un revenu d'emploi étaient immigrants, ce qui représente 19 % de toutes les personnes ayant un revenu d'emploi. Leurs gains variaient beaucoup en fonction de leur période d'immigration au Canada. Environ 21 % d'entre eux avaient immigré avant 1966 et 28 %, entre 1966 et 1975.

Les gains moyens de ces deux groupes étaient de plus de 30 % supérieurs à ceux des non-immigrants en 1995. Par contre, les gains moyens des immigrants arrivés au pays entre 1976 et 1985 étaient plus élevés de seulement 1 %. Combinée à beaucoup d'autres facteurs, l'expérience au sein du marché du travail canadien représente un net avantage pour les groupes d'immigrants arrivés plus récemment.

Les immigrants récents avaient des gains beaucoup moins élevés. Ceux qui sont arrivés entre 1986 et 1990 gagnaient 21 500 $, ou 18 % de moins que le revenu des non-immigrants. Le revenu moyen d'emploi des individus arrivés après 1990 se situait à 16 700 $, ou 36 % de moins que les gains moyens des non-immigrants.

En dépit du grand écart des gains moyens selon la période d'immigration, la plus grande représentation par les arrivées avant 1976 a fait grimper les gains moyens des immigrants à 27 700 $. Cela représente 6 % de plus que les salaires des non-immigrants (26 200 $).

Gains moyens des immigrants en 1995, selon la période d'immigration



Source : Recensement du Canada

Enquête sur la population active (EPA)

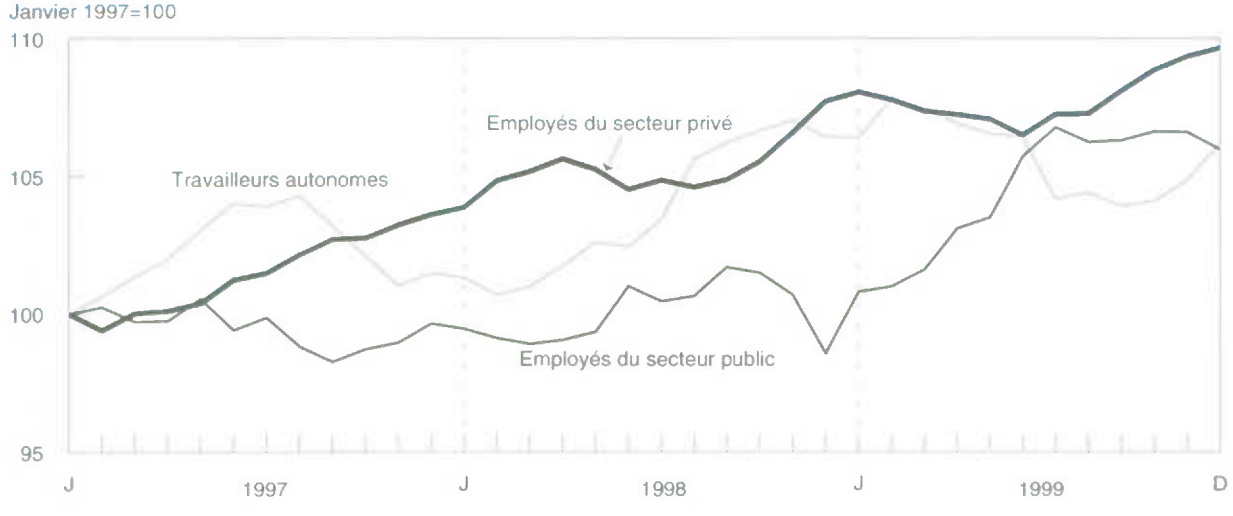
L'EPA est une enquête-ménage portant sur un échantillon de plus de 50 000 ménages représentatifs de la population civile non institutionnelle de 15 ans et plus dans les dix provinces. Elle recueille des données concernant l'activité sur le marché du travail et les caractéristiques démographiques de la population canadienne en âge de travailler et elle fournit des estimations du nombre et des caractéristiques des personnes occupées, en chômage et inactives. Tirage : mensuel. Personne-ressource : Marc Lévesque (613) 951-2793, marc.levesque@statcan.ca.

En 1999, la croissance de l'emploi a été alimentée par l'augmentation du nombre de salariés. Dans le secteur privé, l'augmentation était estimée à 27 000 en décembre. Après un déclin durant la première moitié de l'année, les effectifs ont augmenté au cours des six derniers mois et ont progressé de 1,8 % depuis décembre 1998.

Le nombre d'employés dans le secteur public a diminué de plus de 16 000 en décembre 1999. Toutefois, parce que la croissance a été forte dans ce secteur au début de l'année (à la suite d'embauches dans les hôpitaux et les écoles), le niveau d'emploi dans le secteur public était supérieur de 7,5 % à celui observé à la fin de 1998. Le nombre total d'employés s'est accru de 361 000 (3,0 %) par rapport à 1998.

Le travail indépendant s'est accru de 32 000 en décembre, une augmentation pour un deuxième mois d'affiler. Ceci a suivi les pertes en début d'année et le travail indépendant a terminé l'année près du niveau enregistré en décembre 1998.

Emploi selon le secteur et la catégorie de travailleur



Source : Enquête sur la population active, données désaisonnalisées

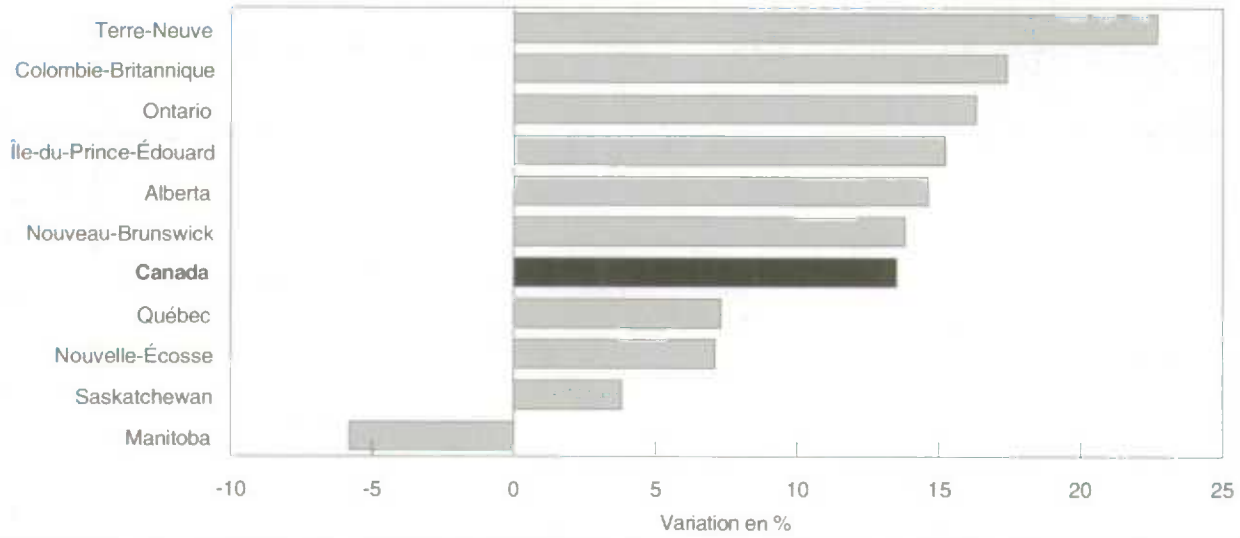
Indice de l'offre d'emploi

L'Indice de l'offre d'emploi est basé sur le nombre d'annonces publiées dans 22 journaux de 20 régions métropolitaines. Comme mesure de l'intention des employeurs d'embaucher de nouveaux travailleurs, il sert d'indicateur précoce des conditions sur le marché du travail. Tirage : mensuel. Personne-ressource : Sylvie Picard (613) 951-4090, labour@statcan.ca.

En janvier 2000, l'Indice de l'offre d'emploi (1996=100) a augmenté de 2,4 % pour s'établir à 168. Cette croissance poursuit la tendance à la hausse amorcée depuis les trois dernières années. En janvier, l'Indice national a enregistré une augmentation de 13,5 % par rapport à la même période l'année précédente.

L'Indice a augmenté dans toutes les provinces à l'exception de l'Île-du-Prince-Édouard et de la Nouvelle-Écosse. En Colombie-Britannique, l'Indice augmente depuis le milieu de 1999, et en janvier cette province a enregistré la plus grande croissance (4,4 %). Après plusieurs mois de décadence ou de croissance nulle, l'Alberta et la Saskatchewan ont affiché leur cinquième croissance mensuelle consécutive. D'autre part, l'Indice au Manitoba a augmenté pour la première fois en six mois.

L'Indice de l'offre d'emploi, janvier 1999 à janvier 2000



Source : Indice de l'offre d'emploi, données désaisonnalisées

Statistiques sur l'assurance-emploi

Statistique Canada recueille des statistiques sur l'Assurance-emploi (AE), obtenues à partir des données administratives fournies par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Toutes les personnes qui versent des cotisations d'AE (population assurée), ainsi que celles qui demandent des prestations (demandeurs) ou qui touchent des prestations (prestataires) sont incluses. Tirage : mensuel. Personne-ressource : Sylvie Picard (613) 951-4090, labour@statcan.ca.

En novembre 1999, le nombre de Canadiens recevant des prestations ordinaires d'assurance-emploi a diminué de 2,8 % par rapport à octobre pour s'établir à 501 200—une troisième baisse consécutive. Cette situation est contrastante après la stabilité plus tôt dans l'année.

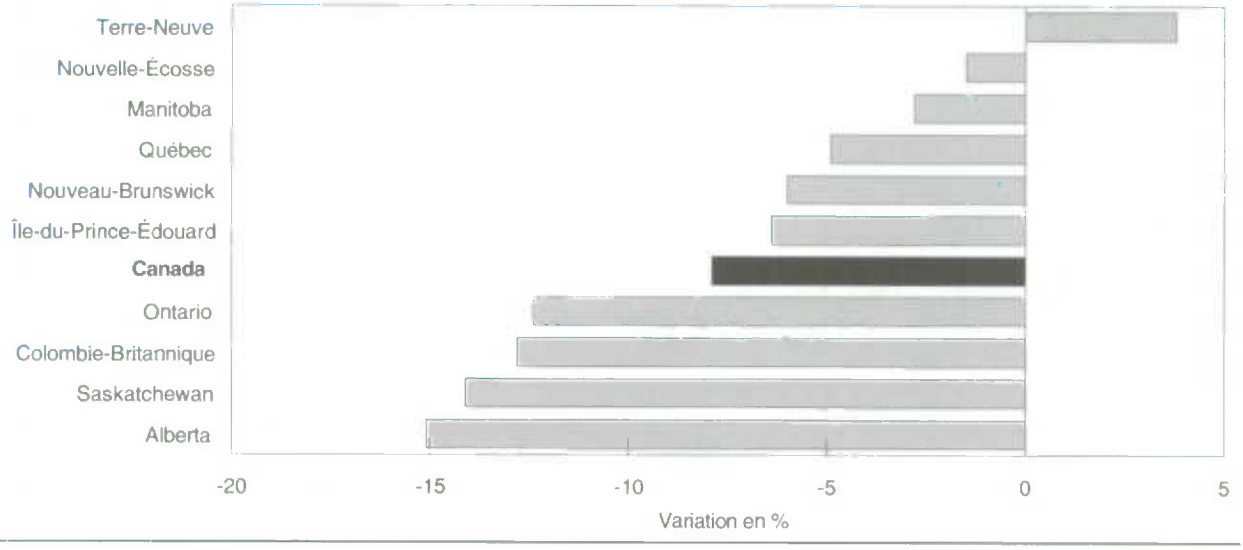
Comparativement à la même période de l'année précédente, le nombre de bénéficiaires ayant reçu des prestations ordinaires était inférieur de 7,9 %. Terre-Neuve était la seule province à avoir une augmentation par rapport à novembre 1998.

Le montant des prestations ordinaires versé a diminué de 9,9 % pour s'établir à 600,6 millions de dollars en novembre, pendant que les demandes reçues diminuaient de 6,9 % pour atteindre 205 400.

En octobre 1999, un nouveau système de production et une nouvelle méthodologie ont été utilisés. Ces changements incluent entre autres l'utilisation des codes géographiques du Recensement de 1996 et le dernier fichier de codes postaux, l'inclusion des remboursements au programme d'AE pour des données plus justes concernant le total des prestations payées, la révision des facteurs saisonniers et les données brutes depuis mars 1999 pour le nombre de bénéficiaires habitant les nouveaux Territoires du Nord-Ouest et le Nunavut. De plus, les transferts aux provinces sont maintenant publiés séparément. (Voir aussi *Quoi de neuf?* dans ce numéro.)

Le nombre de bénéficiaires représente toutes les personnes qui reçoivent des prestations d'AE durant la semaine comptant la quinzième journée du mois (afin de correspondre à la semaine de référence de l'EPA). Les prestations ordinaires versées représentent le montant total d'argent reçu par les particuliers durant tout le mois. Ces différentes périodes de référence doivent être prises en considération lorsque des comparaisons sont faites entre les séries.

Bénéficiaires recevant des prestations ordinaires, novembre 1998 à novembre 1999



Source : Statistique sur l'assurance-emploi, données désaisonnalisées

Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR)

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) est une enquête-ménage longitudinale lancée en janvier 1993. Des répondants participent à l'enquête et demeurent dans l'échantillon pendant six ans. Ils remplissent chaque année deux questionnaires détaillés dont l'un concerne l'activité sur le marché du travail et l'autre, le revenu. Les mêmes individus sont interviewés dans les années successives de façon à saisir les transitions qui surviennent sur le marché du travail canadien, de même que les autres changements que ces individus et leurs familles connaissent. Tirage : annuel. Services aux clients : (613) 951-7355 ou 1 888 297-7355, revenu@statcan.ca.

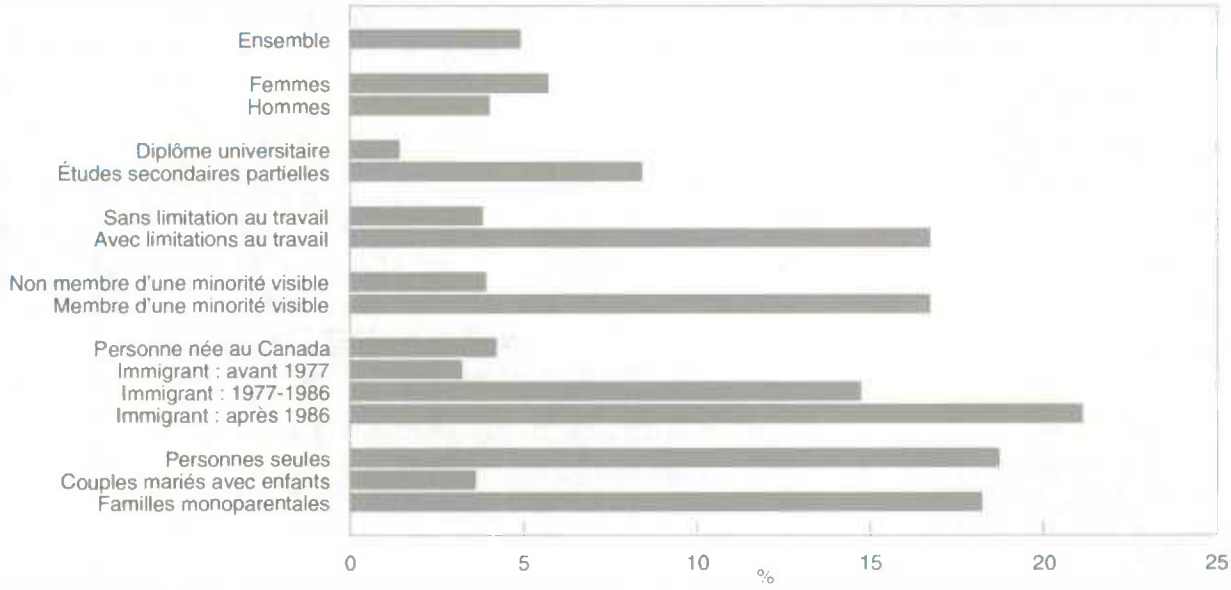
Entre 1993 et 1996, 20 % des canadiens ont déclaré un faible revenu durant au moins une année. De plus, 5 % de la population avait des revenus sous la limite du faible revenu établie par Statistique Canada pendant quatres années consécutives.

Les individus ayant une incapacité entraînant une limitation au travail avaient un risque relativement élevé de se retrouver dans cette catégorie. Entre 1993 et 1996, 40 % d'entre eux ont vécu sous le seuil de faibles revenus durant au moins une année et 17 % pendant les quatre années de cette période. Par contre, seulement 18 % des personnes sans limitation au travail ont été sous le seuil de faibles revenus pendant au moins une année et seulement 4 % durant quatre années.

Le risque d'exposition au faible revenu était également élevé pour les membres de familles monoparentales. Presque la moitié d'entre eux ont été sous le seuil de faibles revenus durant une année ou plus et 18 % l'ont été pendant quatre années. Par contre, 13 % des individus vivant dans des familles composées de couples mariés avec enfants ont vécu avec de faibles revenus durant une année ou plus et seulement 4 % ont vécu dans des circonstances difficiles de façon continue.

Les individus vivant dans des familles dont le salarié principal était un diplômé universitaire étaient généralement à l'abri de situations de faibles revenus. Entre 1993 et 1996, c'était le cas de 95 % d'entre eux. Ce pourcentage est nettement plus élevé que celui des membres de familles dont le salarié principal n'avait pas complété ses études secondaires (79 %).

Canadiens* sous le seuil de faibles revenus durant 4 années consécutives, 1993-1996



Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu
** Personnes de 16 ans et plus.*

Enquête sur les finances des consommateurs (EFC)

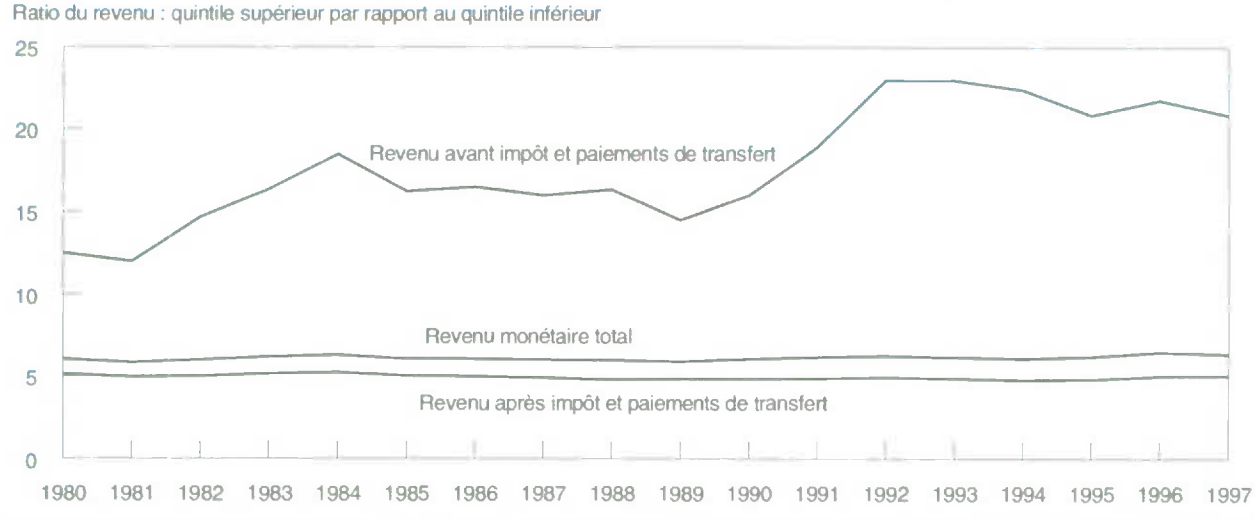
L'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), un supplément de l'Enquête sur la population active (EPA) d'avril, recueille des données sur le revenu des particuliers, des familles et des ménages et fournit des données sur la répartition du revenu, sur les revenus des hommes et des femmes, sur le revenu des familles ayant deux soutiens économiques et sur le pourcentage de la population ayant un faible revenu. À partir des statistiques du revenu de 1998, on utilisera l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) pour produire des estimations annuelles transversales sur le revenu, en plus des données longitudinales sur le travail et le revenu. Tirage : annuel. Services aux clients : (613) 951-7355 ou 1 888 297-7355, revenu@statcan.ca.

L'écart du revenu avant paiements de transfert entre les familles à revenu élevé et les familles à faible revenu s'est creusé considérablement au cours des deux plus récents ralentissements économiques. Les familles à revenu moindre ont le plus souffert de la diminution des gains attribuable aux pertes d'emploi pendant les récessions du début des années 80 et 90. De 1980 à 1984, les familles du quintile inférieur ont subi une baisse de 22 % du revenu avant paiements de transfert, tandis que celles du quintile supérieur ont subi une baisse de seulement 3 %. De 1989 à 1993, les diminutions ont été de 27 % et de 6 % respectivement.

Pendant les deux reprises, par contre, l'écart du revenu avant paiements de transfert s'est refermé, les familles du quintile inférieur réalisant le plus fort pourcentage d'augmentation des gains d'emploi. De 1984 à 1989, les familles du quintile inférieur ont vu leur revenu avant paiements de transfert augmenter de 32 %, tandis que celles du quintile supérieur ont réalisé un gain de 11 %. De 1993 à 1997, les gains ont été plus modestes, ces derniers se situant à 10 % et à 3 % respectivement.

Pour le revenu après impôt, le tableau est bien différent. L'inégalité du revenu après impôt est resté stable en raison de l'effet combiné des paiements de transfert et de l'impôt.

Ratio entre le revenu moyen familial, quintile supérieur à quintile inférieur, 1980 à 1997



Source : Enquête sur les finances des consommateurs

Enquête sur les dépenses des ménages (EDM)

L'Enquête sur les dépenses des ménages remplace l'Enquête sur les dépenses des familles (EDF) et l'Enquête sur l'équipement ménager (EEM). Elle obtient des estimations des dépenses, du revenu, de l'équipement des ménages ainsi que d'autres caractéristiques des familles et des particuliers de ménages privés vivant au Canada. Les caractéristiques du logement (nombre de chambres à coucher, type de chauffage et combustible) et la présence de matériel comme des ordinateurs, un modem et des téléphones cellulaires peuvent désormais être étudiés avec les régimes de dépenses de différents genres de ménages. Tirage : annuel. Services aux clients : (613) 951-7355 ou 1 888 297-7355, revenu@statcan.ca.

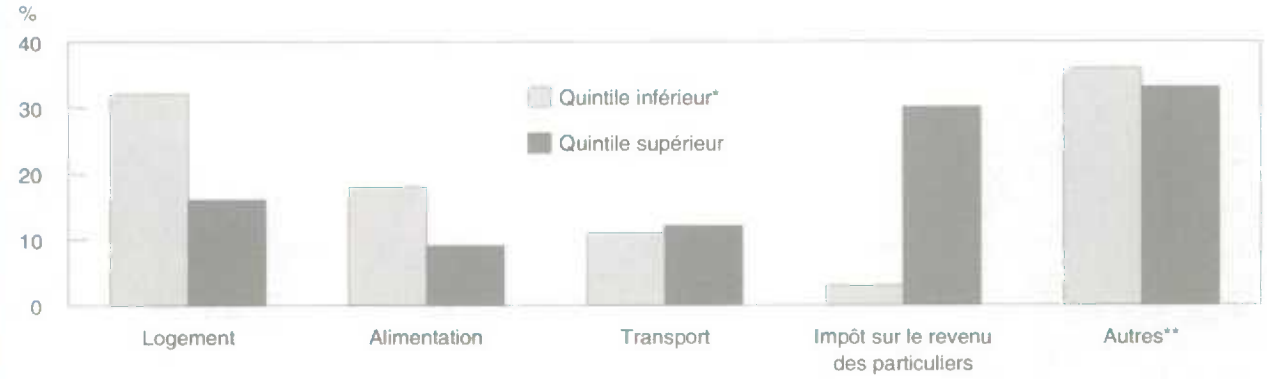
L'impôt des particuliers a absorbé un peu plus de 21 % du budget moyen des ménages en 1998 et le logement, environ 20 %. Le transport et l'alimentation ont représenté chacun un peu plus de 10 %. Ces proportions sont demeurées presqu'inchangées comparativement à 1997.

En 1998, un cinquième des ménages ayant les plus faibles revenus ont dépensé en moyenne 16 900 $, comparativement à 101 800 $ pour un cinquième ayant les revenus les plus élevés. Après rajustement, pour tenir compte des différences dans la taille des ménages, les dépenses totales par personne ont été de 10 600 $ pour les ménages ayant le plus faible revenu et de 30 200 $ pour les ménages ayant le revenu le plus élevé.

Les dépenses moyennes par ménage en ce qui a trait à l'alimentation étaient de 1 900 $ (rajustées pour tenir compte de la taille des ménages) pour les ménages ayant le plus faible revenu et de 2 700 $ pour le plus élevé. Les dépenses pour le logement (après rajustement pour tenir compte des différences dans la taille des ménages) étaient de 3 400 $ pour le premier et de 4 800 $ pour le deuxième.

Dans les ménages touchant le plus faible revenu, l'alimentation et le logement ont représenté la moitié de toutes les dépenses. En revanche, les ménages ayant le revenu le plus élevé ont consacré seulement un quart de leur budget à ces deux catégories de base, mais approximativement un tiers aux impôts sur le revenu des particuliers. Les impôts sur le revenu n'ont représenté que 3 % du budget de ceux qui ont eu le revenu le plus faible.

Pourcentage du budget des ménages selon les principales catégories de dépenses



Source : Enquête sur les dépenses des ménages, 1998

** La limite supérieure pour le quintile inférieur est de 20 530 $.*

*** «Autres» consiste en 12 catégories de dépenses, dont le plus grand (loisirs) est moins de 10 % du budget total pour les deux.*

Enquête sociale générale sur les études, le travail et la retraite

Le cycle 9 de l'Enquête sociale générale (ESG) mené en 1994 a recueilli des données sur les études, le travail et la retraite et a examiné la transition vers la retraite et les activités de la pré-retraite. Les données ont été recueillies auprès d'environ 11 500 répondants sur une période de 12 mois, de janvier 1994 à décembre 1994, par un système d'entretiens téléphoniques assistés par ordinateur. Tirage : occasionnel. Services aux clients : (613) 951-5979, hfsslf@statcan.ca.

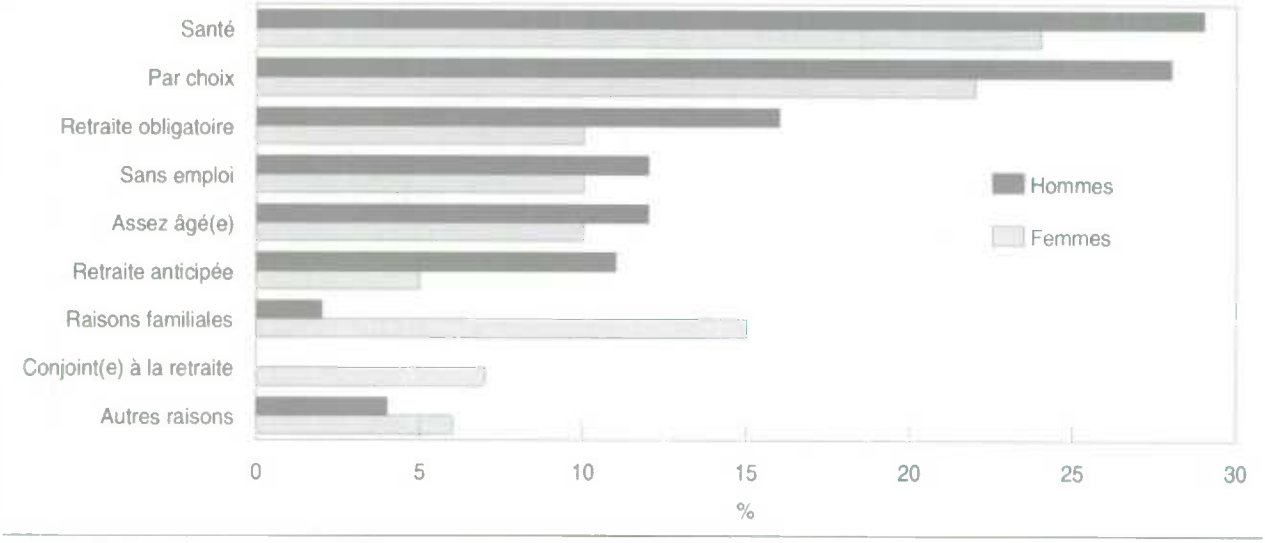
Une comparaison de l'âge de la retraite entre les hommes et les femmes nous indique que celles-ci prennent une retraite beaucoup plus hâtive que leurs homologues masculins. En 1994, l'âge moyen de la retraite des femmes était de 58 ans alors que celui des hommes était de 62 ans. Ainsi, quelque 44 % des femmes prenaient leur retraite avant l'âge de 60 ans comparativement à 31 % des hommes.

Plus du quart des retraités déclaraient en 1994, prendre leur retraite pour des raisons de santé. Une proportion tout aussi importante de retraités déclarait prendre leur retraite par choix.

Les personnes qui se retirent avant l'âge de 60 ans le font surtout pour des raisons liées à leur état de santé, au contexte familial ou parce qu'ils peuvent bénéficier d'une retraite anticipée. Plus de 40 % des retraités ayant déclaré prendre une retraite pour des raisons de santé se retiraient avant l'âge de 60 ans et 70 % faisaient de même pour des raisons familiales.

Le contexte familial influence davantage les femmes que les hommes dans leur décision de prendre leur retraite. Ainsi, près de 15 % des femmes déclaraient qu'elles se retiraient pour des raisons familiales comparativement à 2 % des hommes. De plus, 7 % des femmes prenaient leur retraite pour accompagner leur conjoint à la retraite alors que la proportion des hommes à en faire autant pour leur conjointe était presque nulle.

Raisons invoquées pour prendre sa retraite



Source : Enquête sociale générale, 1994

Enquête sociale générale sur l'emploi du temps

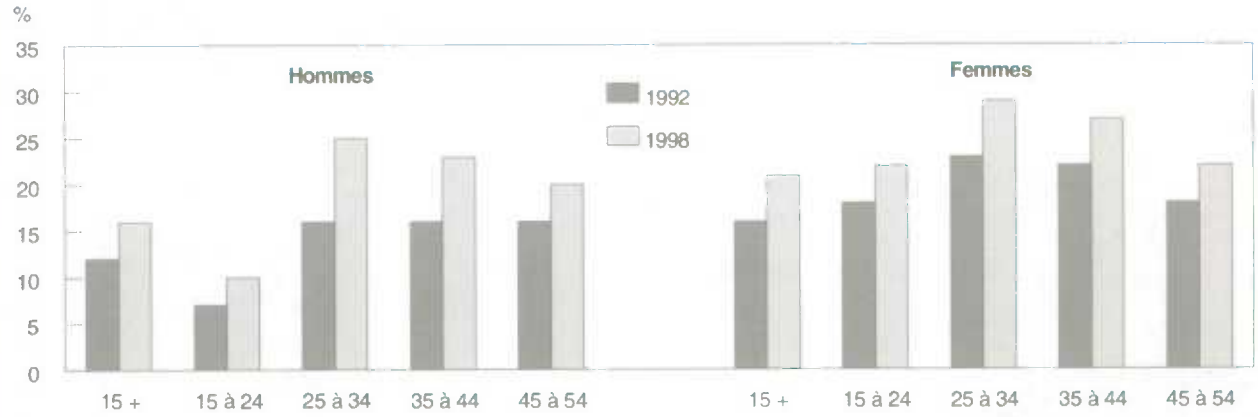
Le cycle 12 de l'Enquête sociale générale (ESG) portait sur l'emploi du temps des Canadiens en 1998. Cette enquête était une reprise de celles de 1992 et de 1986. Les données ont été recueillies auprès d'environ 10 000 répondants sur une période de 12 mois, de février 1998 à janvier 1999, par un système d'entretiens téléphoniques assistés par ordinateur. Les participants à l'ESG devaient entretenir un journal de leur emploi du temps sur une période de 24 heures. Ce journal a fourni des renseignements sur la façon dont les Canadiens répartissent leur temps entre le travail, rémunéré et non rémunéré, la vie personnelle et les loisirs. Tirage : occasionnel. Services aux clients : (613) 951-5979, hfsslf@statcan.ca.

Dans l'ensemble, en 1998, les Canadiens ont déclaré subir des niveaux plutôt élevés de stress causé par le manque de temps par rapport à 1992, date de la dernière enquête sur le sujet. Environ 21 % de l'ensemble des femmes de 15 ans et plus se sont dites stressées par le manque de temps, proportion se situant à 16 % six ans plus tôt. La proportion correspondant aux hommes est passée de 12 % en 1992 à 16 % en 1998.

De 1992 à 1998, la proportion d'hommes de 25 à 44 ans qui se disent stressés par le manque de temps a augmenté plus vite que celle des femmes avec des plaintes similaires. Environ un quart des hommes et des femmes de ce groupe d'âge se sont dits très stressés par le manque de temps. Pour les hommes, cette proportion était de moins de un sur six en 1992.

Même parmi les jeunes de moins de 25 ans, y compris les jeunes fréquentant l'école secondaire, certains se sont dits victimes d'un niveau passablement élevé de stress dû au manque de temps. Alors que les jeunes dans l'ensemble avaient une propension moindre au stress que les autres groupes d'âge, le pourcentage des jeunes femmes stressées était deux fois celui des jeunes hommes.

Personnes stressées par le manque de temps selon l'âge, 1992 et 1998



Source : Enquête sociale générale

Nota : Les données des hommes de 55 à 64 ans en 1992 et celles de toutes les personnes de 65 ans et plus pour les deux années n'ont pas été mentionnées parce qu'elles représentaient des nombres infimes.

Enquête sur les régimes de pensions au Canada

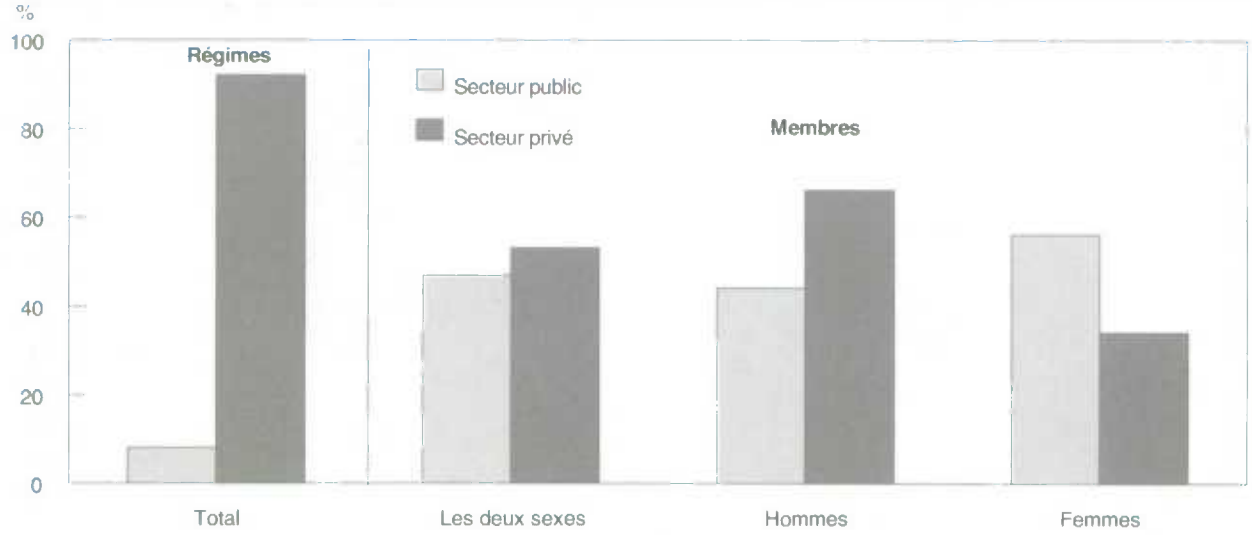
L'Enquête sur les régimes de pension au Canada constitue un recensement complet des régimes de pension agréés offerts par les employeurs au pays. Les statistiques sont fondées en grande partie sur les données administratives fournies à Statistique Canada par dix régies de rentes. Des renseignements recueillis incluent : genre de régimes de retraite, proportion des gains versés en cotisation aux régimes de retraite, participation à des régimes de retraite selon la province, et répartitions entre les secteurs privé et public et selon l'industrie. Tirage : annuel. Personne-ressource : Thomas Dufour (613) 951-2088, tom.dufour@statcan.ca.

Bien qu'on ne comptait que 1 245 régimes dans le secteur public (8 % de tous les régimes de pension agréés [RPA]) au début de 1998, ils regroupaient néanmoins 2,4 millions de membres, ou 47 % du nombre total d'adhérents. En revanche, les 13 968 régimes restants faisaient partie du secteur privé et représentaient 2,7 millions d'adhérents, soit 53 % de l'effectif total.

La réduction des effectifs du gouvernement fédéral et des provinces a eu pour effet une légère baisse du nombre d'adhérents du secteur public entre le 1er janvier 1994 et le 1er janvier 1996 (-3 %), puis, de nouveau, une baisse du même pourcentage entre 1996 et 1998. Le nombre d'adhérents aux régimes du secteur privé s'est accru légèrement au cours de la même période (1 % au cours de chacune des périodes de deux ans).

Une des différences entre les RPA selon le secteur porte sur la composition de l'effectif. Le premier janvier 1998, les femmes comptaient pour plus de la moitié (56 %) de l'effectif des régimes du secteur public comparativement à 34 % dans le secteur privé. D'autres différences incluent le type de régime, le mode de financement, le taux de cotisation des employés, le type de prestation, l'âge normal de la retraite et l'indexage des prestations de retraite.

Régimes de pension agréés et adhérents selon le secteur, 1er janvier 1998



Source : Enquête sur les régimes de pension au Canada

Enquête sur les horaires et les conditions de travail (EHCT)

L'enquête sur les horaires et les conditions de travail (EHCT) a été menée pour la première fois en 1991 et encore en 1995. Un sous-échantillon de l'Enquête sur la population active (EPA), comprenant environ 27 000 ménages, l'EHCT a recueilli des données complètes sur les conditions de travail (par exemple, les horaires et les modalités) des travailleurs canadiens. Elle a aussi recueilli l'information sur les nouveaux régimes de travail, tels que l'horaire variable, le travail sur appel, le télétravail et le cumul d'emplois, ainsi que l'information sur la qualité de l'emploi. Tirage : occasionnel. Personne-ressource : Diane Galarneau (613) 951-4626, diane.galarneau@statcan.ca.

La proportion d'employés ayant un horaire régulier de jour est passée de 75 % en 1991 à 81 % en 1995. Cet horaire est toujours celui d'une plus grande proportion d'hommes (83 %) que de femmes (79 %).

Une majorité d'employés (63 % en 1991 et 65 % en 1995) avaient un horaire de 5 jours-semaine. Un pourcentage croissant de travailleurs avaient un horaire de plus de 5 jours (4 % en 1991 et 7 % en 1995), tandis que demeurait presque inchangée la proportion de ceux qui avaient un horaire de moins de 5 jours (10 % comparativement à 9 % en 1991). Quelque 410 000 (4 % de l'ensemble) étaient au travail 7 jours-semaine, ce qui constitue une augmentation appréciable comparativement à 1991 où seulement 114 000 (1 %) travaillaient tous les jours.

En 1995, les hommes étaient plus susceptibles que les femmes de travailler 5 jours-semaine (68 % contre 61 %) ou plus de 5 jours (9 % contre 5 %). Par ailleurs, les femmes avaient plus de chances que les hommes de travailler moins de 5 jours (13 % contre 7 %, respectivement).

Le travail de fin de semaine est en hausse. À cet égard, 11 % des employés étaient en fonction le samedi et/ou le dimanche en 1991, comparativement à quelque 15 % en 1995. Une proportion accrue doit être en poste à la fois le samedi et le dimanche; en 1991, cela était le cas de 4 % d'entre eux, comparativement à 7 % en 1995. Une plus grande part de travailleurs assument leurs fonctions le samedi (7 %) plutôt que le dimanche (1 %).

Nombre de jours de travail et horaire des employés selon le sexe, novembre 1995

Source : Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995

** Les personnes qui travaillent les fins de semaines peuvent également travailler pendant les jours ouvrables.*

L'Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes (EEFA)

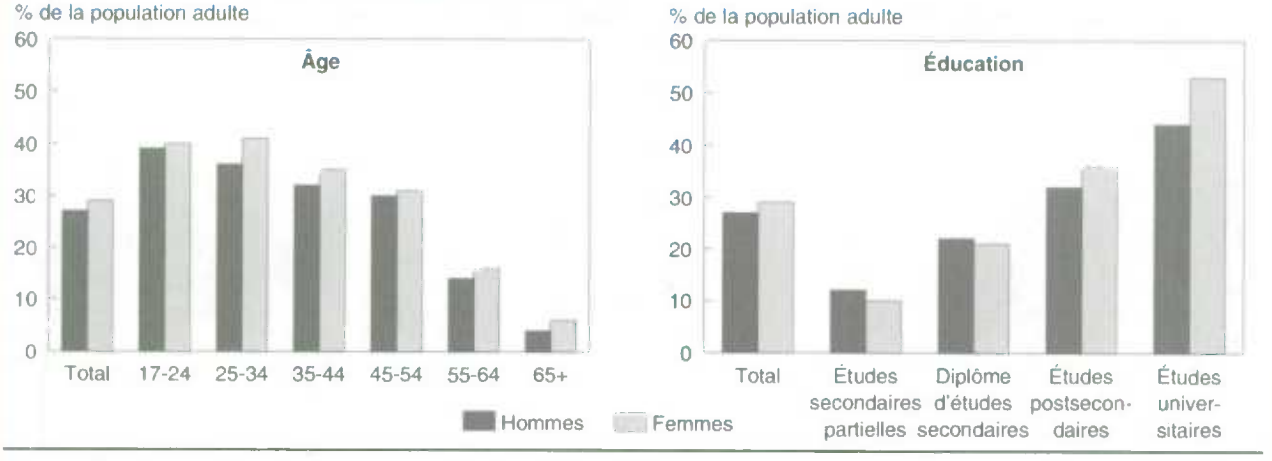
L'Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes (EEFA), supplément de l'Enquête sur la population active (EPA), a été parrainée par Développement des ressources humaines Canada (DRHC) à quelques reprises. L'enquête de 1998 a recueilli des renseignements sur les activités d'éducation et de formation pour les adultes de 17 ans et plus durant l'année civile 1997. Les données sont classifiées selon le type de formation, le lieu de la formation, la participation des employeurs au processus de formation et les obstacles à la formation et à l'éducation. Dans l'EEFA, le concept d'éducation et de formation des adultes comprend toutes les activités éducatives (cours à unités et cours sans unité) et de formations structurées. Ces activités auxquelles les personnes participent pour des raisons professionnelles ou par intérêt personnel peuvent avoir lieu au travail, dans un établissement d'enseignement ou en d'autres lieux. Tirage : occasionnel. Services aux clients : (613) 951-7355 ou 1 888 297-7355, revenu@statcan.ca.

Un grand nombre d'adultes se sont inscrits à des activités d'éducation et de formation après avoir terminé leur formation initiale. En 1997, plus de six millions de personnes ou 28 % de la population canadienne adulte ont participé à des activités d'éducation et de formation. Comme dans les enquêtes précédentes, l'âge était toujours le facteur important dans la décision de participer à de telles activités. Les pourcentages d'adultes inscrits à ces activités variaient entre 5 % chez les 65 ans ou plus et 39 % chez les 17 à 34 ans.

L'influence de l'éducation sur la participation est également très visible. Les taux de participation variaient entre 11 % chez les personnes qui ont fait des études secondaires partielles ou moins et 48 % chez les diplômés universitaires.

Les Canadiens ont tendance à investir dans leur éducation afin de demeurer compétitifs sur le marché du travail. Trois participants sur quatre, représentant 21 % de la population adulte, se sont inscrits à des activités d'éducation et de formation en 1997 pour des raisons liées au travail. Aussi, 10 % de la population adulte a participé à une activité pour des raisons personnelles ou comme loisir. Quelque 24 % des travailleurs étaient inscrits à une activité liée au travail parrainée par l'employeur.

Participation à l'éducation et formation des adultes selon l'âge et la scolarité, 1997



Source : Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes, 1998

Enquête nationale auprès des diplômés

En collaboration avec Développement des ressources humaines Canada (DRHC), Statistique Canada a interviewé, au cours de l'été 1997, près de 43 000 personnes dans le cadre de l'Enquête nationale auprès des diplômés. Cet échantillon représentait plus de 295 000 résidents canadiens ayant obtenu, en 1995, un diplôme d'études collégiales, professionnelles ou universitaires. L'enquête portait principalement sur les études, la formation et l'expérience professionnelle de ces diplômés au cours des deux années qui ont suivi l'obtention de leur diplôme. Tirage : occasionnel. Personne-ressource : Bill Magnus (613) 951-4577, bill.magnus@statcan.ca.

Environ quatre diplômés de l'enseignement postsecondaire sur cinq (82 %) occupaient un emploi deux ans après l'obtention de leur diplôme. Ces résultats sont comparables à ceux enregistrés par les promotions précédentes de 1982, 1986 et 1990. La promotion de 1995 se caractérise toutefois par une proportion plus élevée (14 %) de diplômés des collèges et des universités travaillant à temps partiel. Environ deux tiers (68 %) de l'ensemble des diplômés de 1995 occupaient un emploi à temps plein (30 heures de travail et plus par semaine).

Les études supérieures ont continué d'accroître la probabilité d'obtenir un emploi après l'obtention du diplôme. Le taux global de chômage des diplômés de la promotion de 1995 s'est établi à 10,3 % en juin 1997, un taux nettement inférieur à celui de 13,2 % enregistré par les jeunes sans diplôme d'études postsecondaires âgés de 20 à 29 ans (Enquête sur la population active).

Malgré le recul du travail à temps plein, les gains médians des diplômés de 1995 sont demeurées plus élevés deux ans après l'obtention du diplôme comparativement aux jeunes d'un groupe similaire sans diplôme d'études postsecondaires. En 1997, les gains médians des détenteurs de baccalauréat qui travaillaient à temps plein deux ans après l'obtention de leur diplôme se sont chiffrés à 32 000 $. Les détenteurs d'une maîtrise ou d'un doctorat ont affiché des rémunérations nettement plus élevées, soit 47 000 $. Les diplômés de l'enseignement collégial touchaient 26 000 $ comparativement à 23 000 $ pour les diplômés d'écoles de formation professionnelle et technique.

Situation d'emploi en 1997 des diplômés de 1995

Source : Enquête nationale auprès des diplômés, 1997

À venir

Certains sujets à venir

Conséquences des mises à pied

En s'appuyant sur les données provenant de l'Enquête de la dynamique du travail et du revenu, cet article examine les conséquences des pertes d'emploi survenues entre janvier 1993 et décembre 1997. En plus de présenter un bref profil de personnes qui ont perdu leur emploi, l'étude évalue la période de chômage moyenne suivant la mise à pied et fait une comparaison entre le nouvel emploi et le précédent des personnes qui ont trouvé du travail.

Participation au chômage et au marché du travail, 1997 à 1999

Cette étude s'attarde au comportement des personnes ayant différents degrés d'intérêt face au marché du travail. Elle fait une distinction entre les groupes au chômage, ceux participant légèrement au marché du travail et ceux complètement à l'écart de ce marché. Les résultats présentent le raisonnement de diverses mesures complémentaires du chômage.

Stabilité d'emploi

Utilisant le Fichier de données longitudinales sur la main d'œuvre, cette étude fait une comparaison de la stabilité et de la sécurité d'emploi à travers les décennies (années 80 et années 90) et analyse les effets qu'ont eu les facteurs cycliques sur les changements, quels qu'ils soient.

Travailleurs à temps partiel

Un travailleur sur cinq est employé à temps partiel. Bien que la pluralité de ces travailleurs soient satisfaits de leur horaire de travail, un tiers de ceux-ci préféreraient travailler à temps plein. Deux articles prochains examinent les divers aspects de la population travaillant à temps partiel, qu'elle le fasse de façon volontaire ou non.

Indice de l'offre d'emploi—un autre indicateur du marché du travail

Par le passé, les économistes et les analystes du marché du travail se servaient des taux d'emploi et de chômage comme indicateurs aux conditions du marché du travail. Cette étude évalue le rendement d'un autre indicateur, celui de l'Indice de l'offre d'emploi.

Taxes sur les traitements et les salaires

Une mise à jour des diverses taxes sur les traitements et les salaires au Canada. Cette étude s'arrête également au niveau, à la croissance et au rôle de chaque composante des récentes années passées, comparés à des taxes semblables dans d'autres pays industrialisés majeurs.

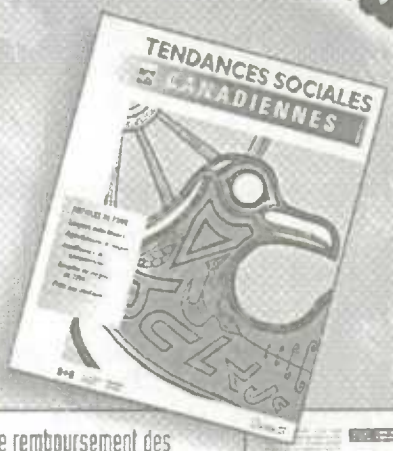
Les parents bénévoles

Une étude sur la tendance des parents à vouloir devenir bénévoles.

L'EMPLOI ET LE REVENU EN PERSPECTIVE

Publication trimestrielle sur le marché du travail et le revenu

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 que : marchés du travail, immigration, structure familiale en évolution, niveau de vie. 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 TPS et la TVP en vigueur, soit la TVH) 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), K1A 0T6, Canada. 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 **1 877 287-4369**, 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**

789MISC99187

Annuaire du Canada 1999

Votre guide d'un océan à l'autre!

L'OUTIL DE RÉFÉRENCE CANADIEN QUI RÉPOND À TOUTES VOS QUESTIONS, MÊME À CELLES QUE VOUS N'AVEZ PAS ENCORE POSÉES, EST PRÉSENTÉ EN UN LIVRE CAPTIVANT, UN CD-ROM CONVIVIAL ET UN ENSEMBLE LIVRE ET CD-ROM PRATIQUE. UTILE AU TRAVAIL, À L'ÉCOLE ET À LA MAISON, L'*ANNUAIRE DU CANADA 1999* DÉPEINT ET ANALYSE LES COMPLEXITÉS DE LA VIE ET DU TRAVAIL D'AUJOURD'HUI AU CANADA.

Vous consulterez l'***Annuaire du Canada 1999*** encore et encore pour obtenir des articles percutants, des statistiques précises, des tableaux clairs, des graphiques informatifs et des photographies exceptionnelles qui mettent en évidence les tendances et les changements importants survenus aux plans social, politique et économique.

Choisissez l'***Annuaire du Canada 1999*** ou l'***Annuaire du Canada 1999 sur CD-ROM*** comme compagnon de référence. Vous pouvez commander le livre (nº 11-402-XPF99001 au catalogue) au prix de 54,95 $, le CD-ROM (nº 11-402-XCB99001 au catalogue) au prix de 74,95 $ ou l'ensemble livre et CD-ROM (nº 10-3005XKF99001 au catalogue) au prix réduit de 123,41 $. (Les frais de port et de manutention ainsi que les taxes ne sont pas compris dans les prix indiqués.)

Pour commander, téléphonez sans frais au 1 800 267-6677, télécopiez sans frais au 1 877 287-4369 ou écrivez à Statistique Canada, Division de la diffusion, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa, Ontario, K1A 0T6, Canada. Vous pouvez aussi faire parvenir votre commande par courriel à order@statcan.ca ou communiquer avec le Centre de consultation de Statistique Canada de votre région (la liste des centres figure dans la présente publication).

Visitez notre site Web : www.statcan.ca et essayez notre DÉMONSTRATEUR GRATUIT de l'*Annuaire du Canada 1999 sur CD-ROM* ou téléchargez notre *Trousse de l'enseignant* pour l'*Annuaire du Canada* GRATUITE!

729MISC99026

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

❑ **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

Un portrait du Canada

Le cadeau idéal pour votre famille, vos amis, vos collègues et vos clients

À une époque où les communications se font davantage par voie électronique, nous apprécions plus que jamais la beauté durable d'un livre relié de conception soignée. Offrez-vous et offrez à d'autres un exemplaire du livre ***Un portrait du Canada***, qui présente une vue panoramique de notre société et de notre territoire.

Un portrait du Canada dresse un profil de notre pays à l'aube du 21e siècle

En 204 pages, cet ouvrage dépeint de façon captivante et de main de maître *Le territoire, La population, La société, Les arts et les loisirs, L'économie* et *Le Canada dans le monde*, des thèmes que plus de 100 illustrations viennent figer dans le temps. Chaque chapitre est précédé d'une préface, une contribution personnelle d'un de nos plus éminents et talentueux citoyens : Susan Aglukark, Pierre Berton, Richard Lipsey, Monique Mercure, Oscar Peterson et David Suzuki.

Un portrait du Canada présente au lecteur une image saisissante et réaliste de la vie sociale, économique et culturelle du Canada. Inséré dans une jaquette tout en couleurs, il renferme de nombreux articles rédigés avec originalité qui viennent agrémenter le propos d'une manière unique. Par exemple, saviez-vous

- qu'une Canadienne, May Irwin, a tenu la vedette du premier baiser jamais gravé sur pellicule cinématographique?
- que ce sont des Canadiens qui ont inventé la fermeture à glissière et le rouleau à peinture?
- qu'il y plus de cartes Visa et MasterCard en circulation qu'il y a de Canadiens?

La publication ***Un portrait du Canada*** est reconnue pour son excellence depuis la parution de la première édition en 1927. Cette 56e édition, qui s'inscrit dans cette tradition, offre aux amateurs de livres une célébration du Canada unique en son genre.

Une célébration du Canada

Avec cette publication, vous serez branché sur le Canada en cette fin de siècle. Quoi de mieux pour célébrer le début d'un nouveau millénaire?

Commandez vos exemplaires dès aujourd'hui!

La publication ***Un portrait du Canada*** (n° 11-403-XPF00001 au catalogue) coûte 42,95 $, frais de port et de manutention et taxes en vigueur en sus.

APPELEZ sans frais 1 800 267-6677

TÉLÉCOPIEZ sans frais 1 877 287-4369

ENVOYEZ UN COURRIEL à **order@statcan.ca**

ÉCRIVEZ à Statistique Canada, Division de la diffusion, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario), K1A 0T6, Canada

COMMUNIQUEZ avec le Centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près dont la liste figure dans la présente publication.

Visitez le site Web de Statistique Canada à

www.statcan.ca

729MISC99097

STATISTICS CANADA LIBRARY
BIBLIOTHÈQUE STATISTIQUE CANADA
1010530168

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**

N° 75-001-XPF au catalogue PRINTEMPS 2000 Vol. 12, n° 1