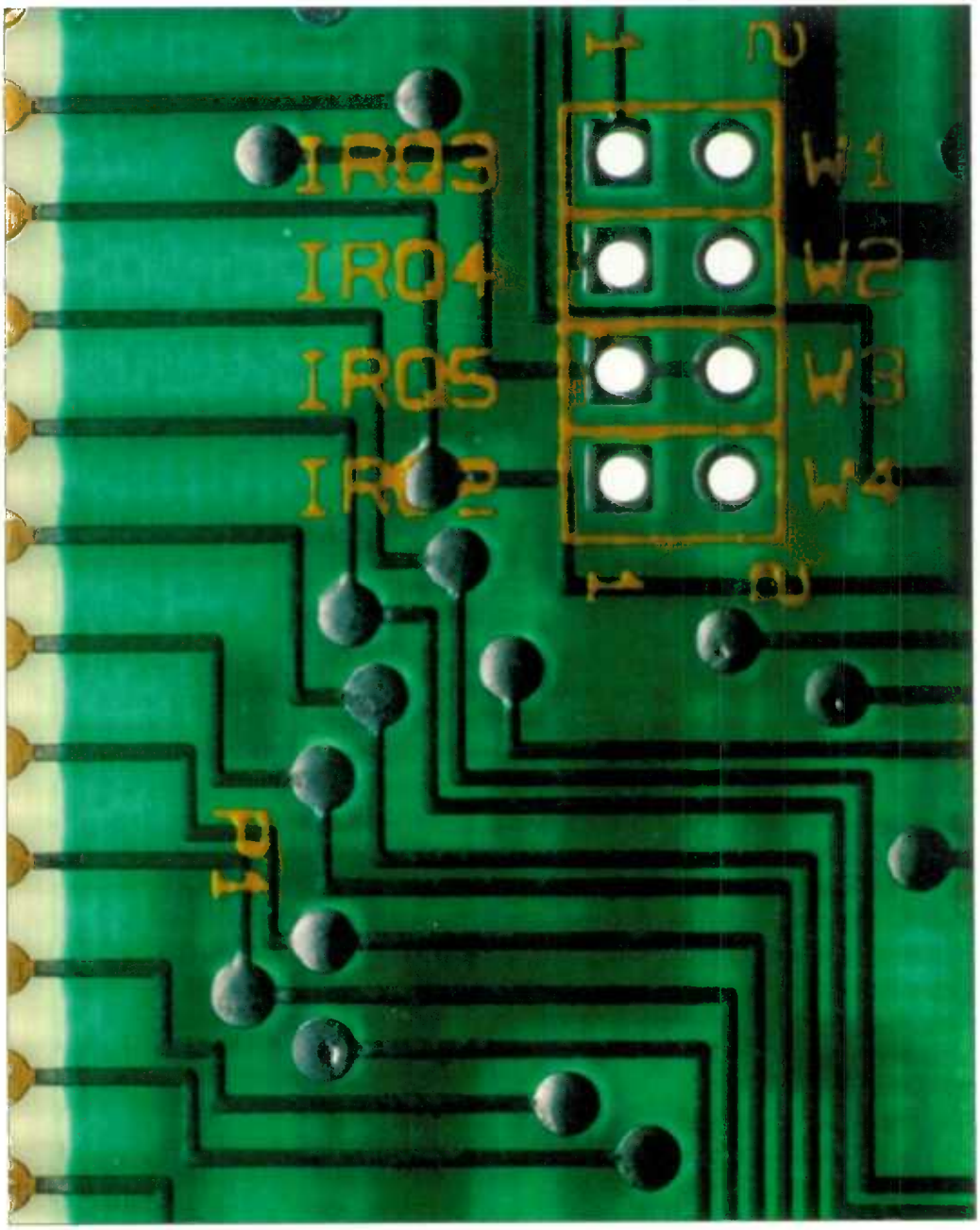
N° 75-001-XPF au catalogue

L'EMPLOI ET LE REVENU EN PERSPECTIVE

AUTOMNE 1996

- BILAN DE MI-ANNÉE 1996
- FAMILLES ET PAIEMENTS DE TRANSFERT
- FAMILLES AVEC PENSIONNÉS
- TRAVAILLEURS ÂGÉS
- «FAITES VOS JEUX!»
- ABSENCES DU TRAVAIL ET COMPENSATION
- TAUX D'ABSENCE – MISE À JOUR



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	(403) 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
Numéro pour commander seulement (Canada et États-Unis)	1 800 267-6677
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629

Comment commander les publications

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
Télécopieur : 1 (613) 951-1584
Toronto (carte de crédit seulement) : 1 (416) 973-8018
Internet : **order@statcan.ca**

Normes de service au public

Afin de maintenir la qualité du service au public, Statistique Canada observe des normes établies en matière de produits et de services statistiques, de diffusion d'information statistique, de services à recouvrement des coûts et de services aux répondants. 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.

Automne 1996 Vol. 8, nº 3

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

Rubriques

3 Forum

5 Faits saillants

53 Quoi de neuf ?

57 Indicateurs clés de l'emploi et du revenu

62 Sondage auprès des lecteurs

63 À venir

L'emploi et le revenu en perspective (nº 75-001-XPF au catalogue; also available in English: *Perspectives on Labour and Income*, Catalogue no. 75-001-XPE) est publié quatre fois par année par le ministre responsable de Statistique Canada. ©Ministre de l'Industrie, 1996. TARIF D'ABONNEMENT : 56 $ par année au Canada, 68 $ US aux États-Unis, 80 $ US dans les autres pays. Prix du numéro, 17 $ au Canada, 21 $ US aux États-Unis, 24 $ US dans les autres pays. ISSN : 0843-4565.

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 Le marché du travail : bilan de la mi-année

Ian Macredie

Coup d'oeil sur le marché du travail et sur d'autres indicateurs économiques au cours des six premiers mois de 1996.

18 Absence du travail et compensation

Nathalie Noreau

Les longues périodes d'absence du travail peuvent avoir un impact considérable sur la situation financière de l'employé et de l'employeur. Dans cet article, l'auteure examine les tendances des absences de deux semaines ou plus pour cause de maladie ou d'accident. La source des compensations versées aux employés est également examinée selon le secteur d'activité.

26 Une famille, deux pensions

Susan Poulin

Le nombre de couples où les deux conjoints travaillent a augmenté au cours des années 80. Cela signifie-t-il pour autant que les familles composées de deux pensionnés sont plus nombreuses dans les années 90? L'auteure compare ici la situation des familles époux-épouse où les deux conjoints touchent une pension de retraite d'un régime privé à celle des familles où on compte qu'une seule ou aucune personne recevant une telle pension. Les sources des prestations de retraite sont également analysées.

S-1 Taux d'absence du travail, 1995

Ernest B. Akyeampong

Cette section présente une mise à jour de la publication intitulée *Taux d'absence du travail, 1977 à 1994*. On y retrouve les taux d'absence pour 1995 selon l'industrie, la profession, la province, l'âge et le sexe pour les travailleurs rémunérés à temps plein. La section comprend également l'incidence, le taux d'inactivité et les journées qui ont été perdues, par travailleur et par année, pour cause de maladie ou d'incapacité ou en raison d'obligations personnelles ou familiales.

SEP 24 1996
LIBRARY
HUMAN RESOURCES DEVELOPMENT
CANADA

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

Directeur
Ian Macredie
(613) 951-9456

Rédacteur en chef
Jeffrey Smith
(613) 951-6894

Mise en marché
Jeannine Usalcas
(613) 951-4628

Coordonnatrice, Quoi de neuf ?
Heather Berrea
(613) 951-8613

Rédacteurs
Ralph MacDonald
Marc Saint-Laurent

Données
Pino Battisti
Pierre Bérard
Joanne Bourdeau
Jeannine Usalcas

Production et composition
Cynthia Fortura
Diane Joanisse
Annamma John
Lucie Parisien

Impression
Division de la diffusion

33 Travailleurs âgés et santé
Susan Crompton

Les travailleurs canadiens vieillissent-ils bien? Cet article utilise certains indicateurs de la santé afin de déterminer si la santé des travailleurs de 50 à 64 ans diffère beaucoup de celle des travailleurs de 30 à 39 ans. Les employés qui disposent d'un régime d'assurance-maladie de l'employeur sont comparés brièvement à ceux qui n'en ont pas.

40 «Faites vos jeux!»
Katherine Marshall

Industrie en pleine croissance, les jeux de hasard créent des emplois et représentent une source croissante de recettes pour les gouvernements. L'auteure examine ici la nature du travail, les caractéristiques des travailleurs ainsi que la croissance de l'emploi dans cette industrie et fournit quelques données sur les recettes tirées des loteries, casinos et appareils de loterie vidéo.

46 Paiements de transfert aux familles avec enfants
Susan Crompton

Coup d'oeil sur les tendances de la moyenne des paiements de transfert versés aux familles, de 1980 à 1994. Comment ces paiements ont-ils suivi les fluctuations du cycle économique et dans quelle mesure ont-ils permis aux familles monoparentales et biparentales de se hisser au-dessus des seuils de faible revenu?

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 directeur

■ N'a-t-on pas déjà dit que «l'appétit vient en mangeant». Dans ce même esprit, quiconque diffuse de l'information visant à répondre aux besoins d'utilisateurs admettra sans doute «qu'aucune région géographique n'est trop petite lorsqu'il s'agit de données». Certains utilisateurs voudront toujours des données statistiquement impossible à fournir en raison de la faible étendue de la région concernée. Quoi qu'il en soit, Statistique Canada s'efforce de fournir les données les plus détaillées possible, bien que la demande excède toujours nos moyens. À cet égard, nos principales contraintes résident dans le degré de fiabilité requis et le respect inconditionnel du caractère confidentiel des répondants. Par exemple, lorsque les données proviennent d'un sondage, la taille des échantillons que permettent de définir nos budgets (et la collaboration des répondants) est souvent trop petite pour envisager répondre à la demande de diffusion de données infraprovinciales (et parfois même provinciales). Dans le cas des enquêtes menées auprès des entreprises, le respect de la confidentialité rend impossible la diffusion de détails géographiques, car il pourrait bien n'exister dans la région concernée qu'une seule entreprise propre à une industrie donnée.

Aussi les utilisateurs sont-ils justifiés de demander une information géographiquement plus précise que celle à laquelle *Perspective* les a habitués. J'utilise ici «information» à dessein. En effet, la demande ne se limite pas à une ventilation géographique : on réclame aussi une analyse des données pour ces régions. Comment *Perspective* pourrait-il répondre à ces besoins?

Tout article contenant des données relatives à l'ensemble du Canada pourrait notamment être complété par une série de tableaux offerts sur demande lors de la parution. Ceux-ci pourraient reprendre les données ventilées cette fois par province et, s'il y a lieu, par territoire. Dans un monde idéal, compte tenu des contraintes de fiabilité et de confidentialité, c'est exactement ce que ferait *Perspective*. Malheureusement, cette solution est à la fois complexe et coûteuse.

La plupart des articles de *Perspective* reposent sur une analyse à l'échelle nationale. Aussi les analystes extraient-ils les données des fichiers-sources selon cette même échelle. Bien sûr, cette analyse conduit invariablement à l'extraction de données complémentaires. En outre, le processus qui mène de la base de données à l'article définitif comporte souvent des calculs supplémentaires. Puis, après plusieurs révisions du texte, il faut vérifier scrupuleusement toutes les données.

Or, à l'heure actuelle, nos ressources n'offrent pas la possibilité de faire de même à l'échelle provinciale pour tous les articles. De plus, la ventilation géographique demandée varie de façon imprévisible d'une étude à l'autre. Chaque article tend à répondre de la façon la plus pertinente aux attentes des lecteurs, bien que certains articles suscitent une demande d'information supplémentaire beaucoup plus élevée que d'autres. De plus, fiabilité et confidentialité contraignent parfois à ne pas diffuser plusieurs données, particulièrement dans les cas de petites provinces. Aussi une partie de ce travail supplémentaire serait-elle faite en vain.

Cela dit, toutes les divisions desquelles *Perspective* tire ses informations disposent d'un personnel très compétent. Ce dernier peut, moyennant recouvrement des coûts, répondre rapidement aux demandes de renseignements sans toutefois toujours être en mesure d'y donner suite sur-le-champ, ni de fournir tous les renseignements voulus. *Perspective* veille en outre à citer la source de tous les tableaux et graphiques et à

ajouter dans un encadré des explications à propos des données utilisées. Cette information devrait pouvoir vous orienter vers la division appropriée au cas où vous désireriez effectuer une recherche plus approfondie. De plus, le numéro de téléphone de l'auteur est toujours mentionné. Finalement, les auteurs de *Perspective* guideront volontiers les personnes qui désirent des renseignements supplémentaires vers le personnel de Statistique Canada le mieux placé pour leur répondre.

Ian Macredie
Directeur □

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

Statistique Canada se réserve le droit de sélectionner et de réviser les informations reçues avant de les publier. Toute correspondance, dans l'une ou l'autre langue officielle, doit être adressée à : Heather Berrea, rédactrice de «Quoi de neuf ?», *L'emploi et le revenu en perspective*, immeuble Jean-Talon, 5e étage, Statistique Canada, Ottawa, K1A 0T6. On peut aussi communiquer avec elle par téléphone au (613) 951-8613 ou par télécopieur au (613) 951-4179.

À vous de jouer ...

Votre opinion est essentielle afin de nous assurer que *Perspective* continue de répondre adéquatement à vos besoins. À cet égard, vous trouverez à nouveau dans le présent numéro un sondage auprès des lecteurs.

Faites-nous part de vos commentaires en prenant quelques instants pour remplir le sondage de la page 62 et nous le retourner (original ou photocopie) par la poste ou par télécopieur. N'hésitez pas à y joindre tous commentaires supplémentaires ou à nous poser vos questions en ayant recours à des feuilles additionnelles si nécessaire.

Faits saillants

Le marché du travail : bilan de la mi-année

... p. 9

- Cette année, la croissance globale de l'emploi a été à peine plus élevée que pendant la première moitié de 1995. Toute cette croissance est entièrement attribuable au secteur des services, le secteur des biens n'ayant quant à lui manifesté aucun changement significatif.

- L'emploi à temps plein a augmenté en 1994, tandis que le profil traditionnel de la croissance de l'emploi à temps partiel s'est rétabli en 1995. Les cinq premiers mois de 1996 ont été marqués par une nouvelle progression du nombre de travailleurs à temps plein; cette tendance ne pourra toutefois se maintenir si la chute survenue en juin n'est pas compensée au cours des prochains mois.

- La croissance de l'emploi se poursuit en Alberta et en Colombie-Britannique, mais marque le pas dans les provinces de l'Atlantique; en Ontario et au Québec, par contre, la progression de l'emploi est peu soutenue en 1996.

- Seules les femmes adultes ont retrouvé le taux d'emploi du début des années 90.

- Après plus de deux décennies de progression ininterrompue, le taux d'activité chez les femmes adultes n'enregistre aucune croissance soutenue depuis 1991. Chez les hommes adultes et les jeunes, le taux d'activité continue de diminuer.

- Exception faite des récessions, le taux de chômage des hommes a historiquement toujours été inférieur à celui des femmes. Depuis la dernière récession, cependant, il lui est supérieur, même si l'écart se rétrécit. Il faudra attendre la suite des données pour savoir s'il s'agit là des effets persistants de la récession ou d'un déplacement plus durable des réalités relatives du travail, tant chez les hommes que chez les femmes.

Absences du travail et compensation

... p. 18

- Le taux d'absence prolongé du travail pour cause de maladie ou d'accident a diminué entre 1979 et 1994, passant de 6,9 % à 5,7 %.

- Chez les hommes, le taux d'absence pour maladie a fortement chuté pendant la période. Ce fort repli, conjugué à une faible baisse chez les femmes, a ramené le taux global d'absence pour maladie de 4,4 % à 3,5 %. Le taux d'absence pour des motifs d'accident est resté stable, la légère régression chez les hommes ayant été neutralisée par une progression équivalente chez les femmes.

- Les principales sources de compensation pour les travailleurs absents en raison d'une maladie sont la rémunération intégrale de l'employeur, l'assurance groupe ou l'assurance-chômage. Pour les travailleurs absents en raison d'un accident, les sources sont plutôt les indemnités pour accident de travail, la rémunération intégrale de l'employeur et l'assurance groupe.

- La proportion de personnes qui ne reçoivent aucune compensation au titre d'une absence prolongée pour des motifs de maladie a baissé à la fois dans le secteur des biens et des services; il en est de même pour les absences en raison d'un accident dans le secteur des services.

Une famille, deux pensions

... p. 26

- Au cours du dernier quart de siècle, la proportion de familles composées de deux conjoints mariés ayant chacun un emploi a augmenté de façon phénoménale. Dans 7 familles sur 10 comptant des conjoints d'âge actif, les deux conjoints travaillaient en 1994, comparativement à seulement 3 sur 10 en 1967. La présence de deux soutiens de famille accroît la probabilité que les deux constitueront des droits à pension, ce qui fera monter le nombre de familles comptant deux pensionnés.

- Parmi les familles époux-épouse où les deux conjoints sont âgés, la proportion de familles à deux pensionnés a nettement progressé, passant de 6 % en 1981 à 20 % en 1994. Le nombre de familles à un pensionné a également augmenté, si bien qu'elles forment désormais la catégorie la plus importante (46 %) chez les familles âgées. Par contre, la proportion de familles sans pensionné, établie à 54 % en 1981, s'est repliée à 34 % en 1994.

- Les familles à deux pensionnés ont enregistré le revenu le plus élevé en 1994, soit une moyenne de 56 200 $; les familles ne comptant ni pensionné ni prestataire du RPC/RRQ se sont trouvées au bas de l'échelle, avec un revenu moyen de 21 900 $. Pour les familles à un pensionné, le revenu moyen s'est chiffré à 39 700 $.

- Le nombre de pensionnés détermine les sources de revenu. Les régimes de pension privés ont constitué la source de revenu la plus importante des familles à deux pensionnés, comptant pour 38 % du revenu familial en 1994. Quant aux familles sans pensionné ni prestataire du RPC/RRQ, 70 % de leur revenu provenaient des transferts de l'État.

- La composition du revenu des familles a évolué de 1981 à 1994. Pour les familles à deux pensionnés, la part des revenus de pension est passée de 26 % à 38 % au cours de la période. Dans le cas des familles sans pensionné ni prestataire du RPC/RRQ, l'apport du revenu d'emploi au revenu total a reculé de 10 points de pourcentage, tandis que les transferts de l'État ont augmenté.

Travailleurs âgés et santé ... p. 33

- La plupart des travailleurs âgés de 50 à 64 ans se déclarent en bonne forme, et le quart d'entre eux estiment que leur santé est excellente.

- Chez les hommes, les travailleurs plus âgés consultent le médecin et prennent des médicaments plus souvent que les travailleurs plus jeunes, mais ils sont relativement moins nombreux à s'absenter du travail pour se remettre d'une maladie ou d'une blessure.

- Les travailleurs plus âgés risquent davantage d'avoir des problèmes chroniques de santé (60 %) que les travailleurs dans la trentaine (44 %). Pour les travailleurs plus âgés, les affections les plus courantes sont les maux de dos, l'arthrite et les rhumatismes; pour leur part, les travailleurs dans la trentaine souffrent le plus souvent d'allergies et de maux de dos.

- Chez les femmes, les travailleuses âgées de 50 à 64 ans sont plus susceptibles que les travailleuses plus jeunes de signaler des problèmes chroniques de santé. Alors que moins de la moitié des travailleuses à temps plein dans la trentaine ont une affection chronique, la proportion passe à près de 55 % chez les travailleuses plus âgées à temps plein et à 73 % chez celles à temps partiel. Les problèmes mentionnés le plus souvent par les travailleuses plus âgées, à temps plein comme à temps partiel, sont l'arthrite ou les rhumatismes et les allergies. D'autre part, les travailleuses plus jeunes à temps plein se plaignent surtout d'allergies et de migraines.

«Faites vos jeux!» ... p. 40

- Au cours des 10 dernières années, les jeux de hasard réglementés sont devenus monnaie courante. Cette petite industrie, qui employait à peine 6 000 personnes en 1984, en comptait 24 000 en 1995. La poussée de l'emploi tient en grande partie au nombre croissant de casinos que gère l'État.

- En comparaison avec d'autres industries, les jeux de hasard emploient une proportion supérieure de femmes, de jeunes et de travailleurs à temps partiel. En 1995, 56 % des travailleurs associés aux jeux de hasard étaient des femmes (45 % dans d'autres industries); 59 % étaient âgés de moins de 35 ans (contre 42 %); et 31 % travaillaient à temps partiel (contre 19 % seulement).

- En 1992, 69 % des ménages canadiens ont acheté des billets de loterie. Un ménage à faible revenu sur deux en a acheté cette année-là, pour une moyenne de 149 $, ou 1,2 % de son revenu total. La proportion s'établissait à trois sur quatre pour les ménages à revenu élevé, qui ont dépensé 266 $ en moyenne, ou 0,3 % de leur revenu.

- Jusqu'en 1991, les recettes des jeux de hasard provenaient, dans leur presque totalité, des loteries. En 1995, les loteries représentaient 62 % du total, les casinos, 18 % et les appareils de loterie vidéo (ALV), 20 %.

- Les recettes nettes provenant des loteries, des casinos et des ALV ont presque quadruplé depuis 1985, atteignant 4,9 milliards de dollars en 1995. Les recettes tirées des jeux de hasard comptent aujourd'hui pour 3,8 % des recettes totales provenant des impôts et des placements, toutes administrations provinciales confondues.

Paiements de transfert aux familles avec enfants

... p. 46

- Les paiements de transfert versés aux familles ont monté en flèche au cours des récessions de 1981-1982 et 1990-1992. De 1981 à 1982, les transferts moyens aux familles biparentales sont passés de 3 200 $ à 4 200 $, pour les familles monoparentales, ils sont passés de 5 100 $ à 6 000 $. De 1990 à 1993, les transferts ont bondi de 22 % pour les familles biparentales (atteignant 5 000 $) et de 20 % pour les familles monoparentales (jusqu'à 8 100 $).

- En 1980, les paiements de transfert représentaient 5 % du revenu total des familles biparentales et 18 % de celui des familles monoparentales. En 1994, les proportions correspondantes étaient de 8 % et de 31 %.

- De 1980 à 1994, 11 % des familles biparentales, en moyenne, avaient un revenu inférieur aux seuils de faible revenu (SFR); sans les paiements de transfert, la proportion aurait été de 17 %. Autrement dit, les paiements de transfert réduisent du tiers le nombre de familles biparentales à faible revenu. D'autre part, 54 % des familles monoparentales, en moyenne, avaient un revenu inférieur aux SFR, contre 62 % n'eût été des transferts de l'État. Aussi peut-on affirmer que les transferts font baisser de plus d'un dixième le nombre de familles à faible revenu.

- L'augmentation des paiements de transfert versés aux familles à faible revenu a compensé en partie la contraction du revenu tiré de l'emploi et d'autres activités rémunératrices. De 1990 à 1993, le revenu marchand moyen a chuté de 18 % pour les familles biparentales à faible revenu et de 8 % pour les familles monoparentales. Même durant la période expansionniste de 1984 à 1989, les revenus marchands ont diminué de plus de 2 % chez les familles biparentales à faible revenu et de 3 % chez les familles monoparentales.

Quoi de neuf ?

... p. 53

- L'Enquête sur les finances des consommateurs vient de faire paraître deux études traitant du revenu. La première, *Revenu après impôt, répartition selon la taille du revenu au Canada, 1994*, analyse l'incidence des impôts et des paiements de transfert sur le revenu familial et sur l'écart entre les familles à faible revenu et celles à revenu élevé. La deuxième publication, intitulée *Caractéristiques des familles comptant deux soutiens, 1994*, se penche sur la croissance des familles à deux soutiens et compare le revenu et les gains de ces familles à ceux des familles dont un seul conjoint travaille.

- Les données de l'Enquête sur les réparations et les rénovations effectuées par les propriétaires de logement (ERRPL) de 1995 sont maintenant disponibles. D'après les résultats de l'enquête, les propriétaires consacrent moins qu'auparavant à l'amélioration et à l'entretien de leur logement. Ils ont déboursé une somme moyenne de 1 660 $ en 1994, bien en deçà du sommet de 2 200 $ enregistré en 1989.

- La Direction des études analytiques a publié trois documents de recherche. Dans *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication*, elle examine dans quelle mesure la productivité s'est améliorée en raison du mouvement des entreprises sur une période de 20 ans. Selon le document, la croissance et le déclin normaux, qui n'ont pas changé de façon appréciable au cours des années 80, ont beaucoup contribué à l'accroissement de la productivité du secteur manufacturier dans les années 70.

  L'évolution des cotisations sociales au Canada 1961-1993 décrit la structure des cotisations sociales et rend compte du niveau, de la croissance et du rôle de chaque composante au cours des trois dernières décennies. Ces cotisations sociales, qui englobent les primes d'assurance-chômage, les cotisations au Régime de pensions du Canada et au Régime de rentes du Québec, les primes d'indemnisation des accidentés du travail et la taxe pour la santé et les études postsecondaires prélevée par certaines provinces, ont augmenté considérablement. Malgré cette forte croissance, les cotisations sociales au Canada restent de loin inférieures à celles de bien d'autres pays occidentaux industrialisés.

Le document intitulé *Création d'emplois selon la taille des entreprises : concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* aborde l'incidence des méthodes de mesure sur la création d'emplois selon la taille des entreprises et avance diverses thèses pour expliquer l'aptitude des petites entreprises à créer des emplois.

- Vient de paraître le CD-ROM des *Microdonnées à grande diffusion de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*. Les données de base, recueillies en janvier 1993 dans le cadre de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), consistent en des renseignements comme l'état matrimonial, les caractéristiques ethnoculturelles, le niveau de scolarité et les antécédents de travail. On y trouve aussi des données sur les activités sur le marché du travail et les changements survenus au sein de la structure familiale recueillies en janvier 1994, ainsi que des données sur le revenu collectées en mai 1994. Ce produit, conçu aux fins d'une analyse pratique, comprend également le *Guide de l'utilisateur des microdonnées de l'EDTR*, qui décrit en détail les objectifs, le plan d'échantillonnage, les méthodes et le contenu de l'enquête, de même que le *Dictionnaire de données électronique de l'EDTR*, qui renferme une liste des variables et des jeux de codes.

- Viennent également de paraître deux nouveaux documents de recherche dans le cadre de l'EDTR. *La famille et le travail dans le contexte de l'enquête sur la dynamique du travail et du revenu* décrit les données empiriques qui devraient contribuer à expliquer les choix que font les femmes lorsqu'il s'agit de concilier leurs responsabilités domestiques, familiales et professionnelles. *L'écart salarial entre les hommes et les femmes : une mise à jour* montre que l'écart salarial a été complètement éliminé chez les jeunes diplômés universitaires, mais qu'il demeure grand pour l'ensemble de la main-d'oeuvre.

- On a récemment élargi l'utilisation des données administratives dans le cadre de l'Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail (EERH). Auparavant, les données administratives sur l'emploi et la rémunération n'étaient utilisées que pour les petites entreprises, ce qui représentait environ 30 % de l'emploi total. À la faveur de la refonte, les données administratives porteront aussi sur les moyennes et les grandes entreprises et engloberont à peu près 65 % de l'ensemble des emplois. Les données de l'enquête fournissent les 35 % restants. □

Le marché du travail : bilan de la mi-année

Ian Macredie

À mi-chemin de 1996, à quoi ressemblera l'année? Sera-t-elle comparable à 1994, dont la croissance de l'emploi a montré de quoi l'économie est encore capable, ou bien à 1995, une période plus fidèle aux tendances des années 90?

L'emploi a connu une croissance rapide et constante en 1994. Plus étonnant encore, cette croissance s'est traduite quasi entièrement par des emplois à temps plein. Les gains enregistrés ont été substantiels, au point de susciter la première augmentation d'une année à l'autre du revenu familial moyen depuis 1989, discréditant ainsi l'idée largement répandue d'une «reprise sans création d'emplois». Cette croissance de l'emploi a également provoqué la première baisse soutenue du taux de chômage des années 90.

L'année suivante, il en a été tout autrement. En 1995, la croissance de l'emploi a retrouvé le niveau modeste qui était devenu la règle pendant les années 90. Au cours de l'année, la croissance a été timide (99 000), ne se chiffrant qu'à 26 % de son taux de l'année précédente. En outre, le taux de création d'emplois à temps partiel a été supérieur à celui de création d'emplois à temps plein. Le taux de chômage a continué à baisser, mais à un rythme plus lent qu'en 1994.

Bon nombre des tendances observées en 1995 semblent s'être poursuivies jusqu'à maintenant. Cependant, les résultats de l'Enquête sur la population active (EPA) de juin 1996 faisaient état de baisses inattendues de l'emploi (-56 000), notamment à temps plein, pertes qui d'ailleurs étaient concentrées au Québec. Jointes à une augmentation relativement faible de 36 000 personnes au sein de la population active, ces pertes ont poussé le taux de chômage à 10,0 %, bien au-delà de la fourchette de 9,2 % à 9,7 % à laquelle il s'était restreint depuis 1994.

L'analyse exposée dans le présent article adopte une attitude prudente quant à l'interprétation des résultats de juin et, de façon générale, considère les cinq premiers mois de données comme indicatifs des tendances du premier semestre de l'année.

Le présent article est basé sur les données de l'EPA disponibles en date du 5 juillet 1996. Sauf indication contraire, les données mensuelles ont été désaisonnalisées afin de faire ressortir les tendances sous-jacentes. Les mouvements saisonniers sont causés par des événements annuels réguliers tels que le climat, les congés, les périodes de vacances et les cycles de la moisson et de la production. Même désaisonnalisées, les données demeurent sensibles aux fluctuations irrégulières et cycliques à long terme.

L'environnement économique

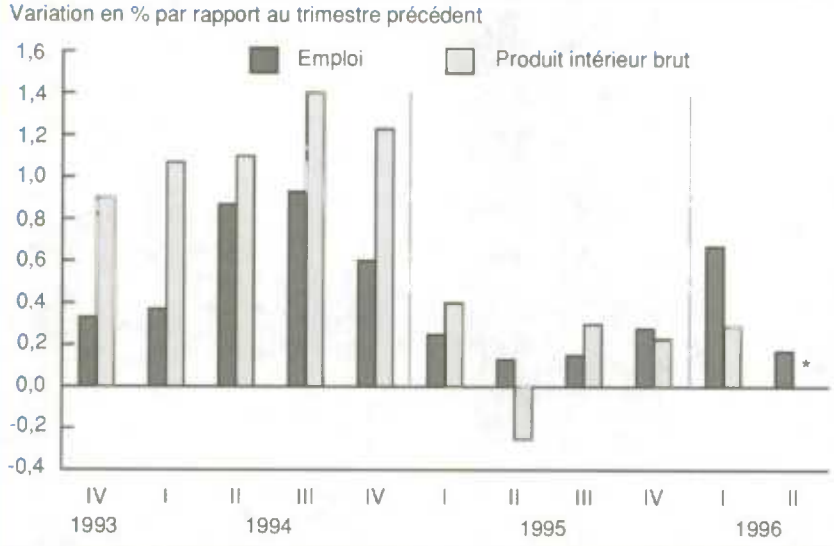
Le rapport entre l'évolution de la croissance générale de l'économie et celle de la situation de l'emploi n'est pas constant dans le temps. Ces deux phénomènes sont néanmoins intimement liés d'un point de vue historique. Ainsi, en replaçant la première moitié de cette année dans le contexte de la croissance de l'emploi des deux années précédentes, il serait intéressant d'établir un parallèle afin d'étudier l'évolution de la situation macroéconomique.

En 1994, le produit intérieur brut (PIB), un indicateur de la situation économique, a connu une croissance assez marquée, plus particulièrement au cours des deux derniers trimestres (graphique A). En 1995, ce taux de croissance a accusé une baisse spectaculaire, accompagnée d'une chute presque immédiate du taux de croissance de l'emploi. La croissance du PIB durant le premier trimestre de 1996 s'est traduite par des taux comparables à ceux du deuxième semestre de 1995.

Les exportations, et plus spécialement les exportations de marchandises, semblent jouer un rôle toujours plus grand dans la création d'emplois au Canada. La rapide croissance de l'emploi en 1994 reflétait une croissance globale des exportations de 15 % par rapport à l'année précédente, croissance à laquelle l'augmentation de 20 % des exportations de marchandises avait contribué. En 1995, les taux de croissance des exportations en général et de marchandises en particulier se sont respectivement maintenus autour de 12 % et 14 %. Les taux d'exportation de marchandises pour le mois de mai 1996 étaient d'environ seulement 6 % plus élevés que ceux du mois de mai 1995, qui à leur tour étaient de 17 % supérieurs à ceux de mai 1994. Cette croissance plus modérée survenue en 1996 n'est pas de bon augure pour la croissance de l'emploi, bien que les niveaux actuels de l'emploi, du moins dans le secteur des biens, devraient se maintenir.

Ian Macredie est à la fois directeur de la Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages ainsi que de L'emploi et le revenu en perspective. *On peut communiquer avec lui au (613) 951-9456.*

Graphique A
Au début de 1996, la croissance du PIB se poursuivait au même rythme qu'à la fin de 1995.



Sources : Enquête sur la population active et Division des comptes nationaux et de l'environnement

* *Les données du PIB pour le deuxième trimestre n'étaient pas disponibles.*

L'emploi

La dimension sectorielle

En 1994, la croissance de l'emploi a été le fruit de gains exceptionnels dans le secteur des biens, gains soutenus par la croissance dans le secteur des services à des taux établis au cours de l'année et demie précédente. En 1995, la croissance des emplois dans le secteur des biens a été réduite, ce qui a eu un impact sur la population active qui devait être encore aggravé par le ralentissement de la création d'emplois dans le secteur des services (graphique B). Autrement dit, pendant ces deux années, les deux grands secteurs ont conjugué leurs efforts pour pousser le taux d'emploi global dans le même sens, soit hausse en 1994 et quasi-stagnation pendant la plus grande partie de 1995.

Cette année, sauf en juin (voir l'encadré), la croissance globale de l'emploi a été à peine plus élevée que pendant les cinq premiers mois de 1995, et cette croissance peut être entièrement attribuée au secteur des services. Le secteur des biens n'a quant à lui manifesté aucun changement significatif.

Croissance intermittente de l'emploi dans l'industrie manufacturière

L'emploi dans l'industrie manufacturière a connu une amélioration presque nulle l'année dernière, dans le sillage d'un redressement substantiel d'après-récession en 1994. Jusqu'ici cette année, il ne se dégage presque aucune tendance précise des estimations de l'emploi dans cette industrie. Ainsi que l'ont établi des bilans antérieurs du marché du travail (Akyeampong, 1995; Dumas, 1996), il existe dans l'industrie manufacturière un lien étroit entre le niveau et la tendance en matière d'exportations, et le niveau et la tendance de l'emploi.

Selon toute évidence, à moins que le bilan de 1996 ne révèle une croissance des exportations à une échelle comparable à celle de 1994, l'industrie manufacturière ne deviendra pas le moteur de la croissance de l'emploi pendant l'année civile courante – hormis une augmentation spectaculaire de la demande intérieure.

Baisse dans l'industrie de la construction

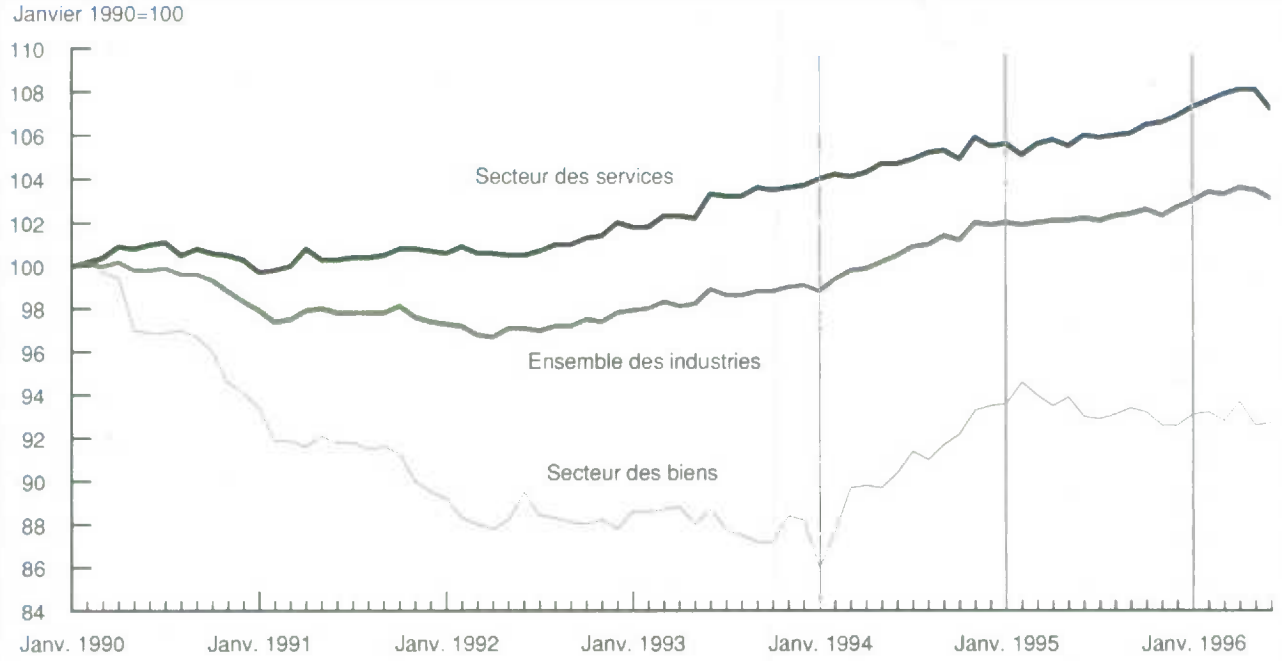
L'emploi dans la construction a maintenu la tendance à la baisse amorcée en 1995, après une vigoureuse performance en 1994. De décembre 1995 à juin 1996, les baisses d'un mois à l'autre équivalent à une réduction de 5 %.

Les faibles taux d'intérêt n'ayant pas stimulé la croissance de la construction, il est difficile de savoir si, le cas échéant, d'autres diminutions seraient favorables à cette industrie du point de vue du bilan de 1996.

Croissance plus prévisible dans le secteur des services

Au cours des cinq premiers mois de 1996, le secteur des services a continué de servir de fondement à la croissance de l'emploi. Les données de juin se distinguent en ce qu'elles modifient ce scénario, de façon subite et remarquable. Après une suite de hauts et de bas, les estimations relatives au secteur des biens ne révèlent en fait aucun changement par rapport à mai. Les estimations de juin relativement au secteur des services établissent une baisse substantielle (-84 000), due principalement au commerce (-26 000), à l'administration publique (-25 000), aux finances, assurances et affaires immobilières

Graphique B
Mis à part l'année 1994, lorsque le secteur des biens témoignait d'une performance remarquable, le secteur des services demeurait la source principale de croissance de l'emploi.



Source : Enquête sur la population active

(-14 000). Cependant, pour déterminer si les changements survenus de mai à juin 1996 constituent le début d'une nouvelle tendance, il faudra attendre à tout le moins les résultats de l'EPA de juillet et août 1996 (voir l'encadré).

Travailleurs à temps plein et à temps partiel

Ce n'est pas uniquement le taux de croissance de l'emploi qui différencie 1994 d'autres années récentes, mais encore la teneur de cette croissance. Presque toute l'augmentation concernait des travailleurs à temps plein. En fait, le nombre de travailleurs à temps partiel a fléchi de 2,2 % au cours de 1994. L'année suivante a vu le retour au schème qu'on pourrait qualifier de «traditionnel» des années 80 et 90, c'est-à-dire une croissance de l'emploi à temps partiel supérieure à celle de l'emploi à temps plein (4,9 % par rapport à -0,2 %).

En ce qui concerne les taux de croissance relative, le début de cette année s'est rapproché davantage de 1994 que de 1995. De décembre 1995 à mai 1996, le nombre de travailleurs à temps plein a augmenté de 1,1 %, tandis que celui de travailleurs à temps partiel diminuait de 0,5 %. Mais cette tendance ne pourra se maintenir que si les mois prochains permettent de compenser la chute du nombre de travailleurs à temps plein survenue en juin 1996.

L'Indice de l'offre d'emploi offre peu d'encouragement

L'Indice de l'offre d'emploi (déterminé à partir du nombre d'annonces d'offre d'emploi parues dans 22 grands journaux de régions métropolitaines) constitue une mesure des intentions d'embauche des entreprises. L'Indice (juin 1991 = 100) a monté pendant toute l'année 1994 pour atteindre un sommet de 102 en novembre, maintenant en outre ce même niveau en décembre 1994 et en janvier 1995. Il a par la suite commencé à décroître à partir de février 1995, pour se fixer à 90 en janvier 1996 et à 87 en avril de la même année. Il s'est depuis fixé à son niveau actuel (juin) de 89. Dans la mesure où l'évolution de l'Indice de l'offre d'emploi laisse présager la croissance à venir de l'emploi, les données du premier semestre de 1996 ne sont pas indicatives d'une croissance appréciable dans les prochains mois.

La dimension provinciale

Le schème de croissance de l'emploi en 1994 et 1995 tel qu'on peut le tracer pour l'ensemble du Canada ne se retrouve pas dans toutes les provinces : pour certaines, il y a eu piétinement en 1994, tandis que d'autres continuaient à soutenir une croissance substantielle de l'emploi jusqu'à la fin de 1995. De même, en 1996, le rendement de certaines provinces s'est écarté du profil observé à l'échelle nationale.

Au Canada atlantique : résultats contrastés

La tendance de l'emploi à Terre-Neuve est demeurée stable pour 1994 et pour 1995 (graphique C). L'année 1996 ne semble vouloir se rapprocher ni de l'une ni de l'autre, compte tenu d'une forte tendance à la baisse après décembre 1995, annonce d'un début peu prometteur.

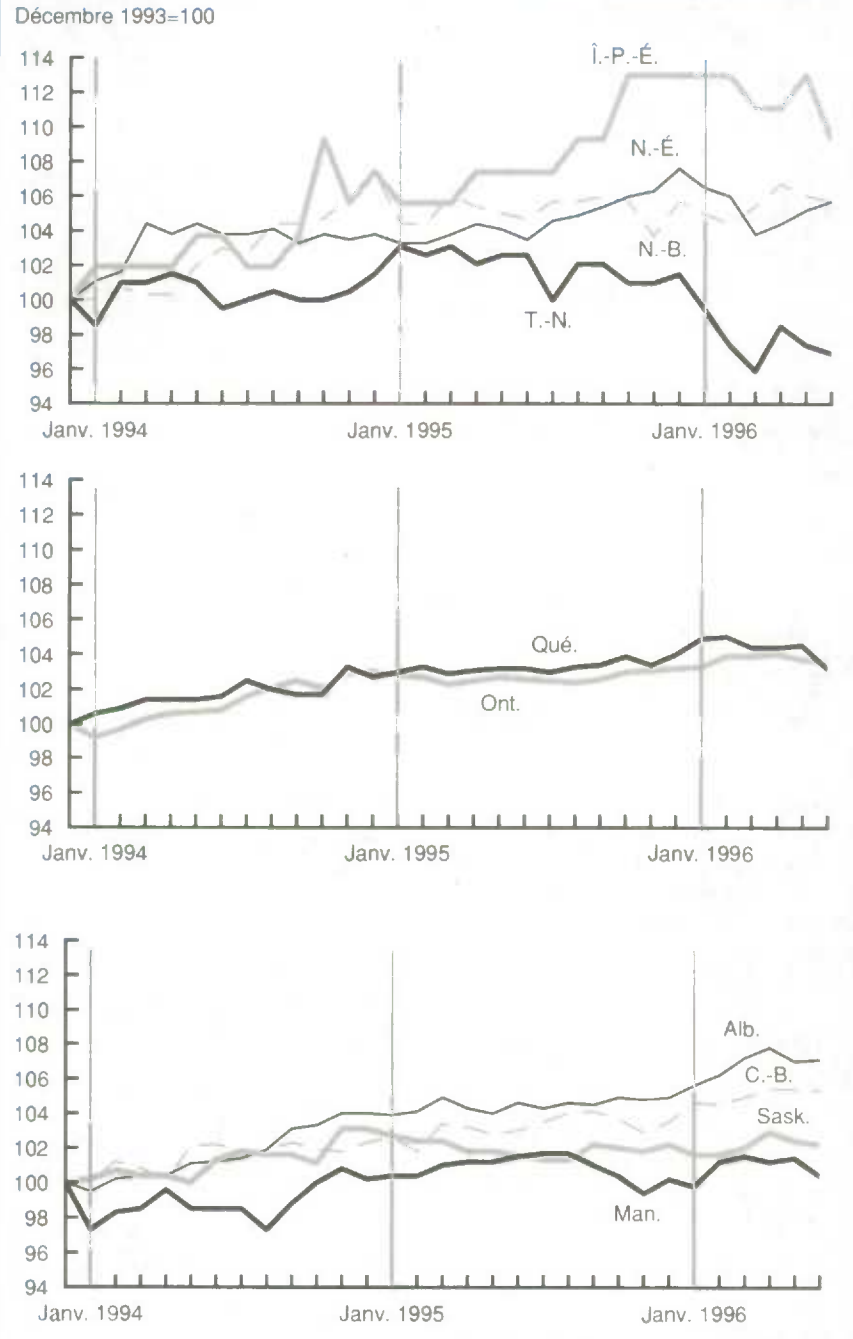
L'Île-du-Prince-Édouard présente une situation différente, mais elle ne se rapproche pas plus du profil national des deux dernières années. Depuis décembre 1993 au moins, l'emploi dans cette province dessine une tendance à la hausse qui toutefois fluctue. La fin de 1995 et le premier semestre de 1996 semblent amorcer une nouvelle tendance de faible croissance ou même de recul.

La Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick témoignent d'une certaine similitude avec le profil national de 1994 et de 1995. Cependant, en comparaison avec Terre-Neuve et l'Île-du-Prince-Édouard, on n'y décèle jusqu'ici aucun signe d'une tendance à la baisse.

Centre du Canada : croissance de plus en plus modeste

Les schèmes d'évolution de l'emploi sont semblables en Ontario et au Québec. Les deux provinces ont manifesté une croissance soutenue en 1994, peu de

Graphique C
La création d'emplois en Alberta et en Colombie-Britannique demeure étonnante.



Source : Enquête sur la population active

changement jusqu'à l'automne de 1995 et un retour à une faible croissance à la fin de 1995 et dans les premiers mois de l'année en cours. Cependant, la précarité de l'emploi en avril, mai et juin (particulièrement en juin au Québec) signifie que la croissance de 1994 ne pourra se reproduire cette année, bien que les taux de 1995, de 0,2 % (en Ontario) et de 1,3 % (au Québec), pourraient réapparaître.

Ouest du Canada : l'Alberta et la Colombie-Britannique se singularisent

Pendant toute cette période de deux ans et demi, le Manitoba a présenté une très modeste tendance à la hausse en matière d'emploi, une situation observée nulle part ailleurs. En janvier de cette année, l'emploi était au même point qu'en décembre 1993, sans enregistrer de progrès perceptibles depuis.

En Saskatchewan, comme dans l'ensemble du Canada, il y a eu croissance en 1994 mais, contrairement à ce qui s'est produit à l'échelle de tout le pays, on n'a constaté aucun changement soutenu par la suite. La première moitié de cette année donne à penser que 1996 se rapprochera beaucoup de 1995.

La capacité de création d'emplois de l'économie en Alberta et en Colombie-Britannique continue à être impressionnante. Si 1994 a été une année de croissance considérable pour ces provinces comme pour la plupart des autres, c'est en 1995 et surtout, du moins jusqu'ici, en 1996 que ces deux provinces de l'Ouest ont fait preuve d'une croissance de l'emploi qui les distingue du reste du pays. En fait, pendant les six premiers mois de cette année, n'eût été l'apparition de 31 000 nouveaux emplois dans ces deux provinces, le niveau d'emploi global aurait enregistré une baisse de 23 000.

Le rapport emploi-population

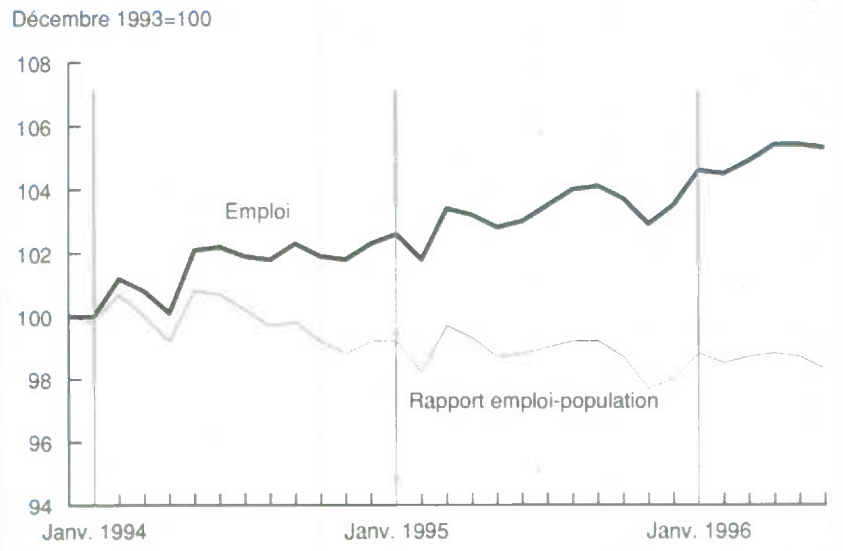
Le rapport emploi-population, c'est-à-dire le taux d'emploi, rend compte du pourcentage de personnes en âge de travailler qui ont un emploi. À ce titre, il mesure à quel point la capacité de création d'emplois de l'économie suit la cadence du changement de taille et de composition de la population.

Le mouvement des niveaux d'emploi s'estompe considérablement lorsque l'emploi s'exprime sous forme de pourcentage de la population en âge de travailler. Cela est prévisible, la population étant généralement en croissance. Une croissance soutenue de l'emploi devient alors nécessaire, ne serait-ce que pour prévenir un déclin du taux d'emploi. Ce phénomène peut être illustré de façon assez frappante à l'aide des données relatives à la Colombie-Britannique (graphique D), où la migration d'entrée a permis un accroissement démographique exceptionnel[1]. Il y a donc eu baisse du taux d'emploi, et ce, même dans une situation de croissance soutenue de l'emploi et d'accroissement démographique.

Compte tenu de l'effet de l'accroissement démographique sur le rapport emploi-population, comment les années très différentes de 1994 et 1995 se sont-elles soldées sur le plan de l'évolution du taux d'emploi et comment, en comparaison, l'année 1996 s'oriente-t-elle?

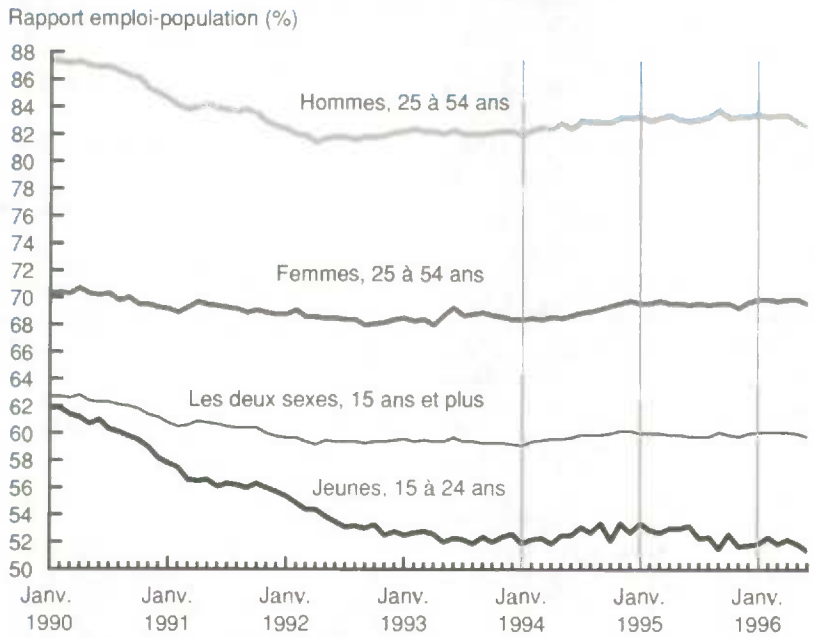
Jusqu'à un certain point, les trois groupes démographiques auxquels se rattachent les données du graphique E semblent avoir tiré avantage de la croissance de l'emploi de 1994. Chez les jeunes, les signes sont toutefois peu marqués, compte tenu du peu de changement qu'a connu leur poids démographique au cours des

Graphique D
Malgré une forte croissance de l'emploi en Colombie-Britannique, le rapport emploi-population fléchit.



Source : Enquête sur la population active

Graphique E
Le déclin du taux d'emploi des jeunes se poursuit.



Source : Enquête sur la population active

années 90. Les groupes d'adultes[2] témoignent des effets d'une population en croissance continue, le ralentissement de la croissance de l'emploi de l'année dernière ne produisant aucune modification du rapport emploi-population. Selon les données, il n'y aurait que pour les femmes adultes que 1996 laisse entrevoir de meilleures possibilités que l'année dernière et, même en ce cas, cette impression découle principalement de l'augmentation de décembre 1995 à janvier 1996.

C'est chez les femmes adultes seulement que les taux d'emploi reviennent aux niveaux records enregistrés avant la récession. L'écart le plus large entre les taux actuels et ceux d'avant la récession se retrouve chez les jeunes mais, même chez les hommes de 25 à 54 ans, un écart de 5,5 points de pourcentage persistait en mai de cette année (depuis le sommet atteint en février 1988). Pour combler cet écart, même en supposant un accroissement démographique nul pendant le reste de l'année, il faudrait une augmentation du niveau de l'emploi de 370 000, soit une croissance deux fois et demie supérieure à celle qui avait été enregistrée chez les hommes de 25 à 54 ans en 1994.

En ce qui concerne les jeunes, aucun signe probant de retour à la tendance observée au début de la décennie ne s'est jusqu'ici manifesté. Cette année, on a assisté mensuellement à une série d'augmentations et de diminutions qui s'annulent.

Le taux d'activité

Le taux d'activité exprime le pourcentage de la population en âge de travailler qui fait partie du marché du travail, par le biais d'un emploi ou de la recherche d'un emploi. Parce que ce taux est issu de décisions personnelles et individuelles, il forme une statistique moins «solidaire» ou «dépendante» de l'économie que le taux d'emploi. Ce taux manifeste habituellement des tendances qui durent des années et qui sont le reflet non pas tant du marché de l'emploi en soi que de l'évolution des valeurs de la société. La croissance ininterrompue, depuis des décennies, du taux d'activité des femmes est le meilleur exemple de cette tendance. Néanmoins, dans une perspective historique, les changements du taux d'activité par rapport à ces tendances à long terme sont en corrélation avec les changements de conjoncture du marché du travail. Le défi est donc de déterminer si certains changements signalent des réactions face à l'évolution du marché du travail ou s'ils marquent le début de nouvelles tendances.

Dans les années 90, les schèmes du taux d'activité chez les adultes posent justement un pareil défi. Les données relatives aux femmes révèlent que, après plus de deux décennies de progression ininterrompue, les taux d'activité globaux chez les femmes adultes (exprimés sous forme de moyennes annuelles) n'ont démontré aucun changement soutenu après 1991. Pour certains groupes d'âge, la situation ne change que modérément. Par exemple, le taux a continué à monter chez les femmes de 45 à 54 ans jusqu'en 1993, pour se stabiliser par la suite.

En 1996, on n'a relevé jusqu'ici aucun signe marqué de réapparition de la tendance antérieure de progression continue[3]. Ce fait suggère l'affirmation de nouvelles tendances du taux d'activité chez les femmes, puisqu'on aurait pu s'attendre à une hausse de ce taux lors de la période de croissance de l'emploi en 1994 et en 1995.

Chez les hommes adultes, le taux d'activité poursuit son recul, comme c'est le cas depuis nombre d'années. Ce phénomène n'a rien de nouveau. On a à maintes

Tableau
Taux d'activité selon l'âge et le sexe

	Les deux sexes				Hommes				Femmes			
	25 à 54 ans	25 à 34 ans	35 à 44 ans	45 à 54 ans	25 à 54 ans	25 à 34 ans	35 à 44 ans	45 à 54 ans	25 à 54 ans	25 à 34 ans	35 à 44 ans	45 à 54 ans
	%											
Moyennes annuelles												
1989	84,2	85,4	86,0	79,7	93,8	94,1	94,7	91,7	74,7	76,5	77,2	67,6
1990	84,5	85,6	86,3	79,9	93,3	93,7	94,3	91,0	75,7	77,4	78,4	68,7
1991	84,3	85,1	86,1	80,3	92,5	92,6	93,7	90,6	76,0	77,5	78,4	70,0
1992	83,6	84,0	85,2	80,6	91,6	91,6	92,8	90,0	75,6	76,4	77,7	71,1
1993	83,8	84,0	85,8	80,8	91,6	91,7	92,9	89,7	76,0	76,3	78,7	71,9
1994	83,6	83,7	85,5	80,7	91,4	91,2	92,7	89,8	75,7	76,1	78,4	71,5
1995	83,4	83,8	85,2	80,6	91,0	91,1	92,2	89,4	75,9	76,5	78,2	71,9
Taux mensuels, 1996												
Janvier	83,8	84,4	85,7	80,5	91,5	91,8	92,8	89,3	76,1	76,9	78,7	71,5
Février	83,8	84,5	85,6	80,5	91,3	91,8	92,3	89,2	76,3	77,1	78,9	71,7
Mars	83,6	84,7	85,3	80,1	91,1	91,7	92,0	88,9	76,1	77,8	78,5	71,2
Avril	83,7	84,7	85,2	80,3	91,2	91,8	92,1	89,1	76,2	77,8	78,2	71,5
Mai	83,5	84,4	85,0	80,5	90,9	91,6	91,7	89,1	76,1	77,4	78,3	71,7
Juin	83,6	84,7	84,9	80,4	90,9	91,6	91,6	89,1	76,3	77,9	78,1	71,7

Source : Enquête sur la population active

reprises analysé la baisse du taux d'activité chez les hommes de 55 à 64 ans. Il convient sans doute plus de souligner que ce repli des taux d'activité s'est étendu, chez les adultes, à tous les groupes d'âge (tableau).

Il reste à voir si ce recul des taux d'activité chez les hommes relativement jeunes (25 à 44 ans) forme une nouvelle tendance ou s'il prendra fin lors d'une nouvelle croissance de l'emploi. Entre-temps, des analyses seront nécessaires pour déterminer si ces personnes cessent de faire partie de la population active pendant de courtes périodes ou des périodes de longue durée.

Le taux d'activité chez les jeunes s'est détérioré tout au long des années 90, sans changement prévisible. On ne sait pas exactement dans quelle mesure ce phénomène peut être attribué aux graves difficultés que les jeunes ont connues sur le marché du travail. Depuis un certain temps, les jeunes font des études plus longues, et l'on associe traditionnellement aux étudiants à temps plein des taux d'activité relativement faibles. Les jeunes restent-ils étudiants plus longtemps en raison uniquement de mauvaises perspectives d'emploi? Si ce raisonnement était fondé, il y aurait un lien entre la dégradation du marché du travail pour les jeunes (ainsi qu'en témoigne, par exemple, la baisse du rapport emploi-population) et le faible taux d'activité de ces derniers, même si ce lien est camouflé par l'évolution des taux d'inscription scolaire ou universitaire.

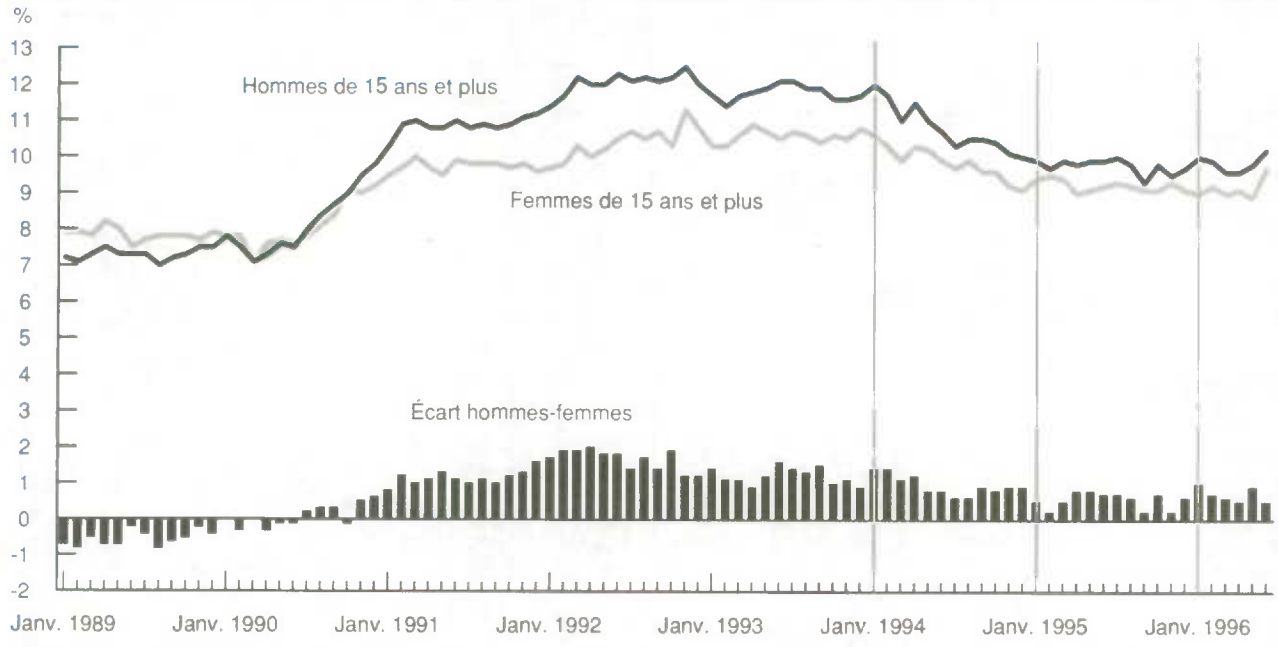
Le taux de chômage

Contrairement à la montée rapide des taux de chômage observée au cours de la dernière récession, les mouvements qui ont caractérisé ces derniers depuis la fin de 1993 ont somme toute été graduels.

Il y a eu amorce d'une tendance à la baisse lors de la période de forte croissance de l'emploi, en 1994. Mais, l'emploi n'ayant progressé que modérément en 1995, le taux de chômage a continué sa lente régression pendant la première partie de cette année. En 1996, sauf en juin, ce glissement a pris fin et le taux global s'est stabilisé dans une fourchette étroite, centrée sur 9,5 %.

Comme cela avait été le cas pendant la dernière récession et la reprise subséquente, le taux de chômage des hommes est resté supérieur à celui des femmes. Dans le passé, ce renversement des taux relatifs ne s'est produit que brièvement, pendant des récessions analogues à celle du début des années 80. À l'heure actuelle, les deux

Graphique F
Depuis la dernière récession, même si l'écart diminue, le taux de chômage des hommes a dépassé celui des femmes.



Source : Enquête sur la population active

taux convergent (graphique F). Il faudra attendre la suite des données pour savoir si ce renversement témoigne des effets persistants de la récession ou d'un déplacement plus durable des réalités relatives du travail, tant chez les hommes que chez les femmes.

Résumé

En 1994, le taux de croissance du secteur des biens a été supérieur à celui du secteur des services, mais c'est ce dernier qui jusqu'ici a constitué la source exclusive des progrès d'ensemble de l'emploi en 1996, comme ce fut aussi le cas en 1995.

La situation des années 80, où la croissance de l'emploi à temps partiel était généralement plus rapide que celle de l'emploi à temps plein, semble avoir perdu de sa stabilité pendant les années 90. En 1994, la croissance de l'emploi à temps plein a incontestablement surpassé celle de l'emploi à temps partiel. On a des raisons de croire que le travail à temps plein pourrait de nouveau prédominer en 1996, mais de façon moins prononcée qu'en 1994.

Le schème national de croissance de l'emploi ne se reflète aucunement dans le cheminement des diverses provinces. Dans certaines provinces du Canada atlantique, la croissance de l'emploi est hésitante, tandis que la création d'emplois se poursuit en Alberta et en Colombie-Britannique. Pour sa part, l'Ontario a jusqu'ici fait preuve d'une croissance soutenue plutôt faible, tandis que le Québec a récemment connu des baisses.

Les mouvements du taux d'emploi démontrent que les progrès réalisés au chapitre de la création d'emplois ont à peine dépassé l'accroissement de la population en ce qui touche certains des grands groupes démographiques. Seules les femmes adultes ont retrouvé les taux d'emploi du début des années 90. Ces mouvements de faible ampleur continuent à se manifester en 1996.

Les taux d'activité des principaux groupes selon l'âge et le sexe ont maintenu leur stabilité ou ont continué à diminuer au cours des années 90. Chez les femmes, ce défaut de croissance contraste avec la situation des décennies antérieures. Quant aux hommes âgés de 25 à 44 ans, ils ont connu des baisses constantes pour la première fois.

Le taux de chômage, du moins jusqu'en juin 1996, a peu changé depuis la mi-année de 1995, oscillant légèrement entre 9,2 % et 9,7 %. L'estimation de 10 % établie en juin représente un écart majeur de la tendance.

Si les changements signalés par l'EPA de juin se révèlent passagers, l'année 1996 pourrait connaître le même profil que l'année 1995. Si les changements survenus en mai-juin perdurent, 1996 pourrait présenter une croissance encore plus lente qu'en 1995. □

Notes

1 En 1995, la Colombie-Britannique a enregistré une migration d'entrée nette de près de 24 000 personnes. L'Alberta venait ensuite, avec une migration d'un peu plus de 2 000 personnes. Dans six des autres provinces, la migration de sortie a été plus importante que la migration d'entrée.

2 Dans la présente section, les adultes correspondent aux personnes de 25 à 54 ans plutôt qu'à celles de 25 ans et plus. Dans le contexte d'une population vieillissante, les tendances quant à la proportion de retraités dans la population pourraient masquer les tendances du taux d'emploi chez ceux qui ont traditionnellement été susceptibles d'avoir un emploi, compte tenu des perspectives d'emploi.

3 Aux États-Unis, il semble que le taux d'activité des femmes, après avoir observé une pause de 1989 à 1993, ait repris son ascension en 1994.

Documents consultés

AKYEAMPONG, E.B. «Le marché du travail : bilan de fin d'année» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 7, n° 1, Statistique Canada, Ottawa, Printemps 1995, supplément.

DUMAS, C. «Le marché du travail: bilan de fin d'année» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 8, n° 1, Statistique Canada, Ottawa, Printemps 1996, p. 9-16.

GOWER, D. «Mosaïque canadienne du chômage dans les années 90» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 8, n° 1, Statistique Canada, Ottawa, Printemps 1996, p. 17-24.

STATISTIQUE CANADA. *L'Observateur économique canadien*, n° 11-010-XPB au catalogue, Ottawa, certains numéros, 1996 et 1995.

---. *Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1994*, n° 13-207-XPF au catalogue, Ottawa, 1995.

Absences du travail et compensation

Nathalie Noreau

De nombreuses études ont fait état des absences du travail ces dernières années. Cependant, bien peu d'entre elles ont traité des absences de deux semaines et plus et ont mis l'accent sur les compensations reçues s'y rattachant. Ces dernières s'avèrent d'importance cruciale puisque les absences du travail dites prolongées peuvent avoir des conséquences financières fort importantes, tant pour les travailleurs devant y faire face que pour leurs employeurs. En effet, ces employeurs n'ont d'autre choix que de composer avec la baisse de production découlant de ces absences et doivent, dans certains cas, verser une indemnité aux travailleurs absents pour cause de maladie ou d'accident.

Entre 1979 et 1986, on comptait en moyenne 760 000 absences par année, alors qu'entre 1987 et 1994, il y en avait environ 823 000 par année. Les absences pour maladie sont passées de 476 000 à 494 000 par année en moyenne au cours de ces deux périodes, alors que le nombre moyen d'absences pour accident est passé de 284 000 à 330 000. Ces hausses du nombre d'absences ne sont guère surprenantes, étant donné l'augmentation de l'emploi durant les 16 années dont il est ici question, tant chez les hommes que chez les femmes.

Par ailleurs, les taux d'absence du travail de deux semaines et plus semblent évoluer en tandem avec les taux d'absence pour maladie ou incapacité, une observation tirée des statistiques recueillies au cours des 12 semaines de référence de l'Enquête sur la population active (EPA) (Akyeampong, 1995). Le nombre annuel moyen d'absences du travail de deux semaines et plus est donc en évolution, laquelle pourrait, selon certains, être contrôlée par le biais des pratiques des entreprises et de mesures efficaces pour promouvoir la santé et la sécurité au travail. En outre, la

Nathalie Noreau était au service de la Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages. Elle est présentement en affectation où on peut communiquer avec elle au (613) 951-4607.

Sources des données

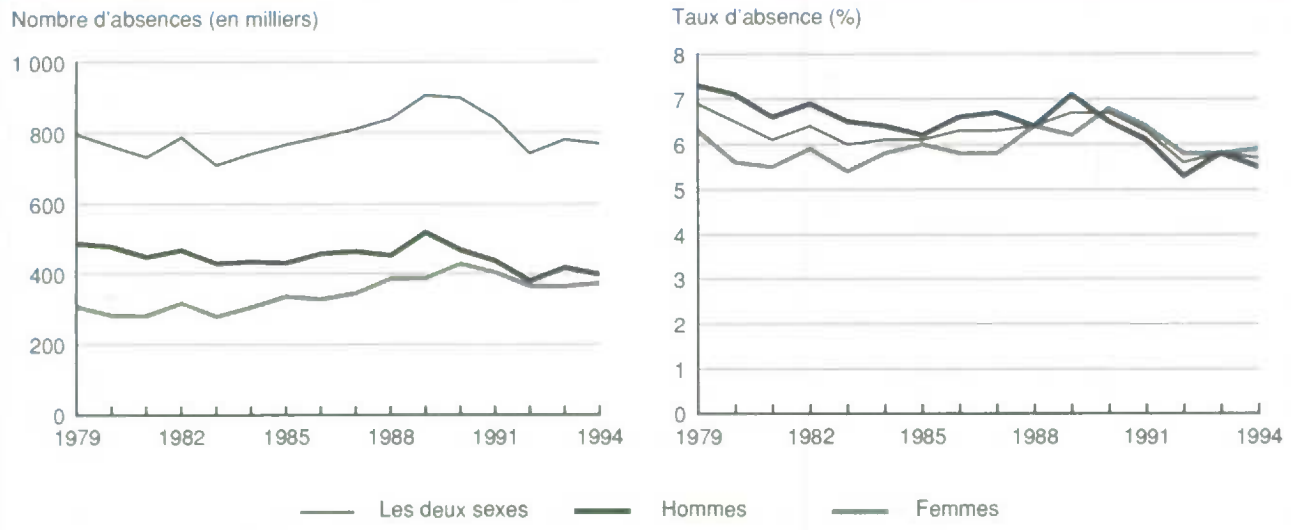
Les données utilisées dans cet article sont tirées de l'Enquête sur l'absence du travail (EAT), un supplément annuel à l'Enquête sur la population active de février. Cette enquête, parrainée par le ministère du Développement des ressources humaines du Canada, fournit des renseignements sur les employés rémunérés qui, au cours de l'année précédant la tenue de l'enquête, se sont absentés du travail pour des raisons de maladie, d'accident ou de grossesse. Les absences en question sont d'une durée de deux semaines et plus et comprennent tant celles faisant suite à une maladie ou à un accident relatif au travail que celles ayant une cause extérieure. Un travailleur peut donc, dans le cadre de cette enquête, être victime d'un accident hors de son lieu de travail et toucher une rémunération totale de son employeur en vertu de mécanismes d'indemnisation prévus en cas de maladie ou d'accident. Seules sont prises en compte les absences pour des raisons de maladie ou d'accident, étant donné la nature totalement différente des congés de maternité.

Les statistiques tirées de l'EAT concernent la dernière absence de deux semaines et plus rapportée par les répondants. Ces derniers peuvent donc avoir été en situation d'absence prolongée plus d'une fois dans l'année tout en n'ayant été comptabilisés qu'une fois pour une seule absence. En outre, cette enquête se concentre sur les absences de deux semaines et plus en raison des conditions d'admissibilité des travailleurs au programme d'assurance-chômage. En effet, un travailleur doit s'absenter au moins deux semaines consécutives pour avoir droit à une compensation par le biais de l'assurance-chômage.

L'enquête recueille également des renseignements sur le type de compensation financière reçue pendant la dernière absence : prestations d'assurance-chômage, indemnités pour accidents de travail, dédommagement en vertu d'une assurance collective ou automobile, et rémunération partielle ou intégrale versée par l'employeur. Une même absence peut faire l'objet de plusieurs compensations, car ces dernières ne sont pas mutuellement exclusives.

Le Programme national de statistiques sur les accidents du travail (PNSAT) fournit pour sa part d'autres données que l'on compare aux données de l'EAT concernant les absences pour des motifs d'accident. Ce parallèle vise à déterminer s'il existe un lien de cause à effet entre les accidents de travail et les absences prolongées (deux semaines et plus). Le but du programme est de fournir des données sur les blessures et les maladies liées au travail ayant entraîné une période d'inactivité. Ces blessures et maladies peuvent être causées par un accident, par le milieu ambiant ou par d'autres conditions de travail. De plus, les données tirées du PNSAT indiquent l'âge et le sexe du travailleur blessé, la profession et l'industrie, la nature, la cause et le siège de la blessure de même que le genre d'accident qui l'a provoquée. Enfin, il n'y a pas de renseignements sur les indemnités accordées aux travailleurs blessés, ni sur les demandes de remboursement de frais médicaux pour des accidents de travail n'ayant pas occasionné d'arrêt de travail.

Graphique A
Le nombre d'absences et les taux d'absence du travail ont connu des tendances divergentes chez les femmes entre 1979 et 1994.



Source : Enquête sur l'absence du travail

promotion de la bonne forme physique et de la santé des travailleurs peut jouer un rôle. À cet égard, les travailleurs ont souvent l'occasion de suivre un programme de mise en forme dans leur milieu de travail.

Au moyen de données tirées de l'Enquête sur l'absence du travail (EAT) (voir *Sources des données*), le présent article examine l'évolution des absences du travail de deux semaines et plus pour cause de maladie ou d'accident entre 1979 et 1994. Les nombres et les taux moyens d'absence seront aussi utilisés pour les deux périodes, 1979 à 1986 et 1987 à 1994. Finalement, une attention particulière sera portée à l'origine des compensations versées aux travailleurs absents ainsi qu'aux proportions selon lesquelles elles se répartissent parmi les différentes sources. L'étude des tendances en matière de taux d'absence et de compensation permettra de voir s'il y a eu un certain progrès (c'est-à-dire une baisse des taux d'absence) et s'il y a eu une amélioration dans la fréquence des compensations versées aux travailleurs en absence prolongée.

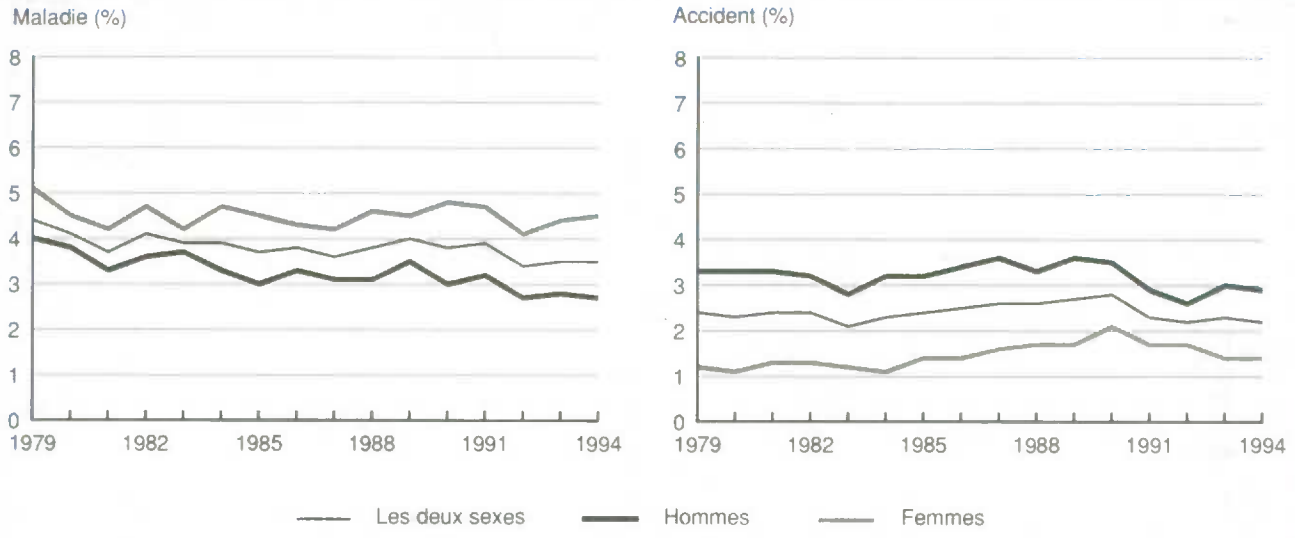
Évolution des absences prolongées à travers le temps

L'évolution du nombre d'absences pour la période 1979 à 1994 ne semble pas suivre de tendance particulière puisque ce nombre varie d'une année à l'autre (graphique A). L'analyse des données selon le sexe démontre une légère hausse des absences chez les femmes, tandis qu'on observe une baisse chez les hommes. Étant donné les hausses d'emploi enregistrées au cours des 16 années étudiées, et ce plus particulièrement chez les femmes, il s'avère normal d'observer chez elles des hausses d'absences.

Une méthode simple visant à tenir compte de la croissance de l'emploi consiste à analyser les données sous forme de taux d'absence, un taux représentant le nombre d'absences du travail en proportion du nombre d'employés d'un groupe donné. Ainsi, le taux global d'absence du travail indique une légère baisse pour la période 1979 à 1994, ce dernier étant passé de 6,9 % à 5,7 %, principalement en raison de la baisse du taux d'absence des hommes. Cette tendance est due au fait que la baisse du nombre d'absences chez les hommes était accompagnée d'une hausse de leur niveau d'emploi. Chez les femmes, la hausse du nombre d'absences était inférieure à la forte augmentation du nombre de travailleuses observée entre 1979 et 1994.

Une analyse plus approfondie (graphique B) révèle que les hommes ont enregistré une forte baisse de leur taux d'absence en raison de maladie au cours de la période. Combinée à une faible diminution du taux d'absence des femmes, cette baisse a littéralement entraîné le taux global d'absence pour

Graphique B
Les hommes détiennent les taux d'absence les plus élevés pour les accidents, alors qu'il s'agit des femmes pour les taux d'absence en raison de maladie.



Source : Enquête sur l'absence du travail

maladie vers un niveau inférieur (passant de 4,4 % à 3,5 % durant la même période). La relative stabilité du taux d'absence pour accident est, quant à elle, due à une faible décroissance du taux d'absence des hommes, contrebalancée par une très légère hausse du taux d'absence des femmes.

À noter ici l'accroissement de l'écart entre les taux d'absence pour maladie des hommes et des femmes, lequel reflète bien l'importante baisse de taux enregistrée par les hommes. Inversement, on assiste ces dernières années à un rétrécissement de l'écart entre les taux pour accident chez les hommes et chez les femmes, probablement en raison de l'augmentation du nombre de femmes dans des industries jadis largement dominées par les hommes. Il découlerait de ce transfert de travailleurs une hausse du taux d'accident entraînant une absence de deux semaines et plus chez les femmes.

Des moyennes et des taux moyens d'absence allant en sens inverse

Afin de minimiser les variations annuelles du nombre d'absences du travail, la période d'observation a été séparée en deux, de telle sorte que chacune des nouvelles périodes couvre huit années et un cycle économique complet. De cette façon, on obtient un nombre annuel moyen d'absence pour chaque période d'observation, soit 1979 à 1986 et 1987 à 1994. L'analyse de l'évolution des taux moyens d'absence au cours des deux périodes permet de réduire les variations annuelles tout en tenant compte de la croissance du nombre d'employés au cours des 16 années couvrant la période entière.

Ainsi, la comparaison de ces deux périodes révèle que le nombre annuel moyen d'absences est passé de 760 000 à 823 000, ce qui représente un taux de croissance de 8,4 %. Fait intéressant à noter, la croissance du nombre d'absences s'est répartie très inégalement entre les absences pour maladie et celles pour accident. En effet, le nombre moyen d'absences pour maladie s'est accru de 3,8 %, alors que le nombre annuel moyen d'absences pour accident a connu une hausse de 16,0 %. Les absences en raison d'accident ont donc connu, proportionnellement, une croissance beaucoup plus grande que celles dues à la maladie, ce qui confirme l'observation d'un taux d'absence moyen (nombre d'absences en proportion du nombre d'employés rémunérés) légèrement à la hausse dans le cas des accidents, comparativement à une tendance à la baisse dans le cas des maladies (tableau 1).

Comparaison avec d'autres sources de données

Les absences pour accident sont-elles liées à l'évolution des accidents de travail?

Puisque les absences prolongées en raison d'accident surviennent généralement à la suite d'un accident de travail, on peut se demander si les statistiques témoignent de la même tendance. À cet égard, un parallèle entre les données tirées du Programme national de statistiques sur les accidents du travail (PNSAT) entraînant un arrêt de travail et les données provenant de l'Enquête sur l'absence du travail pour la période 1982 à 1994 peut fournir quelques éléments de réponse.

Les accidents de travail semblent évoluer en tandem avec les absences du travail de deux semaines et plus en raison d'accident. Un écart émerge toutefois entre les deux séries de données, lequel semble vouloir rétrécir avec les années. Cette différence tient sans doute au fait que les absences prolongées du travail dont on traite ici ne peuvent être que de deux semaines et plus, alors que les accidents du travail recensés par le biais du PNSAT sont comptabilisés à partir des dossiers administratifs relatifs aux demandes d'indemnisation pour perte de temps qui ont été acceptées par toutes les commissions des accidents du travail au Canada, sauf celle du Yukon. Autrement dit, une absence de moins de deux semaines peut être comptabilisée par le PNSAT si la demande d'indemnisation s'y rattachant est acceptée quelques jours après l'accident de travail.

D'autres raisons peuvent justifier cet écart. Le fait de comparer des données recueillies par le biais d'une enquête (EAT) avec d'autres obtenues au moyen d'un recensement (PNSAT) en est une. De plus, une évaluation plus ou moins exacte du nombre d'absences pour accident peut survenir lors de l'EAT, car cette enquête fait appel à la mémoire des répondants pour qui l'absence remonte parfois jusqu'à un an. Finalement, la population couverte par ces deux sources de données peut ne pas être la même, puisque l'EAT ne tient compte que des travailleurs rémunérés, alors que le PNSAT inclut tous les types de travailleurs.

De ce fait, il n'est guère surprenant d'observer un nombre d'accidents de travail entraînant un arrêt de travail supérieur au nombre d'absences de deux semaines et plus pour cause d'accident. Mais étant donné leur tendance similaire, les accidents de travail et les absences prolongées en raison d'accident semblent être en relation de cause à effet.

Peut-on comparer les taux d'absence prolongée avec les taux d'absence pour maladie ou incapacité?

Il peut s'avérer intéressant de comparer les taux d'absence de deux semaines et plus pour maladie ou accident tirés de l'EAT avec les taux d'absence pour maladie ou incapacité tirés chaque mois de l'Enquête sur la population active (EPA). Dans ce dernier cas, toutes les absences survenues au cours de la semaine de référence de l'enquête sont prises en compte.

Encore ici, il est possible d'établir une certaine corrélation entre les deux types d'absence, bien que le taux d'absence de l'EAT soit largement supérieur à celui de l'EPA. Une raison pouvant expliquer cet écart est les différentes périodes de référence caractérisant les deux enquêtes. Ainsi, l'EPA a recours à 12 semaines de référence réparties sur toute l'année, alors que l'EAT concerne l'année précédant l'enquête.

Selon le sexe

Une décomposition du nombre moyen d'absences selon le sexe pour les deux périodes révèle des résultats fort différents. Ainsi, pour la période 1979 à 1986, les hommes ont connu un nombre annuel moyen d'absences de 455 000, comparativement à 442 000 pour la deuxième période d'observation. La maladie était la cause d'absence la plus répandue au cours de la première période chez les hommes, alors qu'il s'agissait des accidents au cours de la deuxième. Parallèlement, le taux moyen d'absence pour cause de maladie a diminué de 0,5 point de pourcentage, tandis que le taux moyen d'absence pour cause d'accident est demeuré inchangé, reflétant ainsi la hausse de l'emploi chez les hommes.

L'augmentation du nombre de travailleuses observée entre les périodes 1979 à 1986 et 1987 à 1994 a entraîné une forte hausse du nombre annuel moyen d'absences chez les femmes, lequel a connu un taux de croissance de 25,0 %. Bien que d'un nombre moindre dans la deuxième période, les absences prolongées en raison d'accident ont connu un taux de croissance de 56,4 %. Il en résulte une stagnation du taux moyen d'absence pour maladie chez les femmes. La hausse du nombre de femmes oeuvrant sur le marché du travail n'a cependant pas empêché la forte croissance du taux moyen d'absence pour accident chez ces dernières, lequel est passé de 1,2 % au cours de la première période à 1,7 % lors de la deuxième.

Selon le secteur d'activité

Un coup d'oeil à l'évolution du nombre annuel moyen d'absences selon le secteur d'activité économique révèle une diminution des absences pour maladie ou accident entre les deux périodes pour le secteur des biens (-5,4 %), alors qu'on constate une hausse dans le cas des industries du secteur des services (16,3 %) (tableau 2). Une analyse plus approfondie laisse voir que la baisse du nombre moyen d'absences dans les industries de biens est due à une très forte

Tableau 1
Nombre annuel moyen et taux moyen * d'absences selon la raison et le sexe

	1979-1986		1987-1994	
	Moyenne	Taux	Moyenne	Taux
	en milliers	%	en milliers	%
Les deux sexes				
Maladie ou accident	760	6,3	823	6,2
Maladie	476	3,9	494	3,7
Accident	284	2,4	330	2,5
Hommes				
Maladie ou accident	455	6,7	442	6,2
Maladie	237	3,5	216	3,0
Accident	218	3,2	227	3,2
Femmes				
Maladie ou accident	305	5,8	381	6,1
Maladie	239	4,5	278	4,5
Accident	66	1,2	103	1,7

Source : Enquête sur l'absence du travail
* *Le taux moyen d'absence représente le nombre annuel moyen d'absences pour la période en proportion du nombre annuel moyen d'employés rémunérés pour la même période.*

réduction du nombre d'absences en raison de maladie (de 146 000 à 127 000), laquelle a été particulièrement visible dans les industries manufacturières et les autres industries primaires. Cette diminution a été quelque peu ralentie par une légère hausse du nombre d'accidents entraînant un congé de longue durée. Dans le secteur des services, le nombre annuel moyen d'absences relevé entre 1979-1986 et 1987-1994 a augmenté, et ce tant pour des motifs de maladie que d'accident. Les taux de croissance respectifs pour ces deux types d'absence étaient de 11,4 % et de 27,0 %. Pour ces deux types d'absence, la hausse est attribuable à l'industrie des services[1].

L'étude des taux moyens d'absence du travail pour des motifs de maladie ou d'accident démontre que le taux associé au secteur des biens[2] est supérieur à celui relatif au secteur des services, bien qu'il ait enregistré une baisse de 0,3 point de pourcentage entre les deux périodes. Cette baisse tient à la diminution importante du taux moyen d'absence pour maladie, ce dernier étant passé de 4,0 % à 3,6 %. Une augmentation du taux d'absence pour accident a cependant été observée au sein des industries productrices de biens. Le secteur des services a lui aussi connu une hausse du taux moyen d'absence pour accident, laquelle a été contrebalancée par une baisse équivalente du taux moyen d'absence pour maladie.

Les industries des services qui influencent davantage les variations du taux d'absence sont les transports, communications et autres services publics, de même que l'administration publique.

Qu'en est-il des compensations reçues ?

L'ensemble des industries

Lorsqu'un travailleur se retrouve dans l'obligation de prendre un congé de longue durée pour des motifs de maladie ou d'accident, un manque de ressources financières peut rapidement survenir. En pareil cas, l'absence de rémunération doit être compensée par une autre source de revenu, que ce soit par l'assurance-chômage, une assurance groupe, une assurance automobile ou des indemnités pour

Tableau 2
Nombre annuel moyen et taux moyen * d'absences selon la raison et le secteur d'activité

	1979-1986		1987-1994	
	Moyenne	Taux	Moyenne	Taux
	en milliers	%	en milliers	%
Ensemble des industries				
Maladie ou accident	760	6,3	823	6,2
Maladie	476	3,9	494	3,7
Accident	284	2,4	330	2,5
Secteur des biens				
Maladie ou accident	279	7,7	264	7,4
Maladie	146	4,0	127	3,6
Accident	132	3,6	137	3,8
Secteur des services				
Maladie ou accident	481	5,7	560	5,7
Maladie	329	3,9	367	3,7
Accident	152	1,8	193	2,0

Source : Enquête sur l'absence du travail
* *Le taux moyen d'absence représente le nombre annuel moyen d'absences pour la période en proportion du nombre annuel moyen d'employés rémunérés pour la même période.*

accident de travail. Dans certains cas, comme pour de nombreuses industries des services, l'employeur fournit une rémunération partielle ou totale, selon la nature de l'absence. Par ailleurs, certains travailleurs ne reçoivent aucune compensation pour leurs absences de deux semaines et plus.

Au cours des 16 dernières années, de nombreux changements sont survenus en ce qui a trait à la couverture de certains contrats d'assurance groupe ou autres. Il en va de même des indemnités pour accidents de travail et des prestations d'assurance-chômage. De plus, certaines lois provinciales obligent maintenant les employeurs à compenser, partiellement ou en totalité, les travailleurs qui doivent s'absenter de façon prolongée en raison de maladie ou d'accident. Faisant souvent face à plusieurs possibilités de compensation, les travailleurs choisissent la plus généreuse et peuvent même, dans certains cas, se prévaloir de deux sources de revenu palliatives ou plus.

En considérant de façon distincte les absences pour maladie et celles pour accident, on constate que les indemnités se répartissent très différemment parmi les diverses sources de compensation (tableau 3). Aussi note-t-on des augmentations des taux de compensation provenant de l'assurance-chômage, des indemnités pour accident de travail et de la rémunération intégrale[3] de l'employeur pour les absences dues à la maladie. Cette dernière source, suivie de l'assurance

Tableau 3
Nombre annuel moyen et taux moyen * de compensation selon le secteur d'activité et la raison de l'absence

	Maladie				Accident			
	1979-1986		1987-1994		1979-1986		1987-1994	
	Compensation	Taux	Compensation	Taux	Compensation	Taux	Compensation	Taux
	en milliers	%	en milliers	%	en milliers	%	en milliers	%
Ensemble des industries								
Aucune compensation	102	21	92	19	32	11	38	12
Assurance-chômage	64	14	80	16	22	8	27	8
Indemnités pour accidents de travail	16	3	22	4	142	50	163	50
Assurance groupe	127	27	129	26	39	14	41	12
Assurance automobile	--	--	--	--	15	5	18	6
Rémunération intégrale	144	30	152	31	37	13	49	15
Rémunération partielle	36	8	36	7	14	5	15	5
Autre compensation	15	3	22	4	7	2	10	3
Secteur des biens								
Aucune compensation	25	17	20	16	10	8	12	9
Assurance-chômage	21	14	18	15	10	7	11	8
Indemnités pour accidents de travail	8	6	9	7	78	59	77	56
Assurance groupe	57	39	46	37	22	17	21	15
Assurance automobile	--	--	--	--	5	4	6	5
Rémunération intégrale	29	20	27	22	9	7	14	10
Rémunération partielle	12	8	10	8	6	4	6	4
Autre compensation	4	3	5	4	--	--	4	3
Secteur des services								
Aucune compensation	77	23	72	20	22	14	26	13
Assurance-chômage	44	13	62	17	12	8	16	8
Indemnités pour accidents de travail	8	2	13	4	64	42	86	45
Assurance groupe	70	21	83	23	17	11	20	10
Assurance automobile	--	--	--	--	11	7	12	6
Rémunération intégrale	116	35	125	34	27	18	35	18
Rémunération partielle	24	7	26	7	8	5	9	5
Autre compensation	11	3	16	4	4	3	5	3

Source : Enquête sur l'absence du travail
Nota : Une même absence peut faire l'objet de plusieurs compensations.
* *Le taux moyen de compensation représente le nombre annuel moyen de compensations reçues pour la période en proportion du nombre annuel moyen d'absences pour la période.*

groupe, sont les compensations les plus répandues pour ce type d'absence.

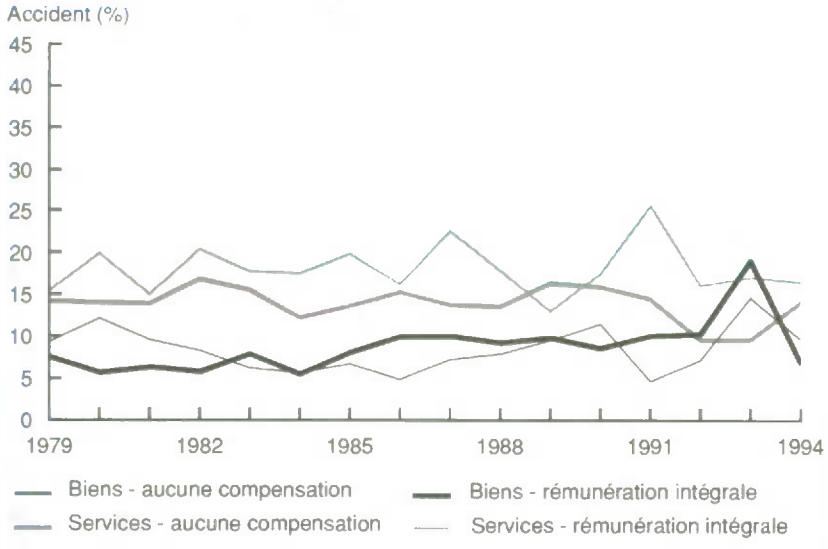
Il en va tout autrement des compensations pour les absences causées par un accident. Dans ce cas, les absences pour lesquelles aucune compensation n'a été versée sont légèrement en hausse par rapport au nombre total d'absences de ce type. Malgré cela, le taux de compensation associé à la rémunération intégrale de l'employeur est en nette progression, tout comme celui associé à l'assurance-chômage dont la hausse est toutefois moindre. Comme on devait s'y attendre, les idemnités pour accident de travail constituent la première source de compensation en importance. À cet égard, le taux est largement plus élevé que dans les autres sources de revenu, et ce malgré une légère diminution par rapport à la première période étudiée.

Le secteur des biens

Entre les périodes 1979 à 1986 et 1987 à 1994, les taux de compensation associés aux absences pour maladie dans le secteur des biens ont connu une importante augmentation dans le cas de la rémunération intégrale de l'employeur, de même qu'une hausse modérée dans le cas de l'assurance-chômage.

Quant aux absences pour accidents, les taux de compensation qui leur sont associés dans le secteur des biens ont connu jusqu'en 1993 une forte hausse dans le cas de la rémunération intégrale de l'employeur (graphique C). Les taux moyens de compensation relatifs aux indemnités les plus répandues (idemnités pour accident de travail et assurance groupe) sont cependant en baisse de quelques points de pourcentage (tableau 3). De plus, une proportion grandissante de travailleurs du secteur des biens n'obtiennent aucune compensation pour leurs absences prolongées en raison d'accident.

Graphique C
La situation semble plus stable concernant les taux de compensation dans le cas d'absence pour accident.



Source : Enquête sur l'absence du travail

Le secteur des services

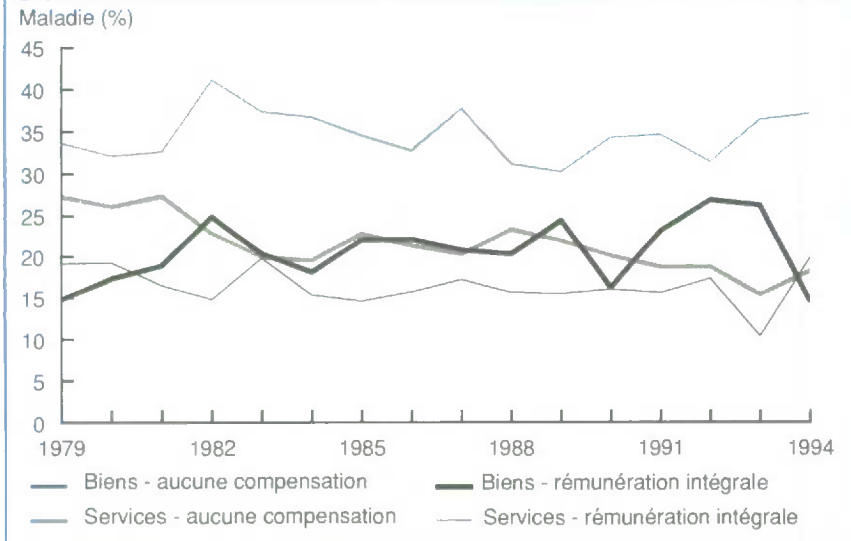
Dans les industries des services, le taux de compensation dans les cas d'absence pour maladie a connu une hausse notable entre 1979 et 1994 (graphique D). Cette augmentation concerne principalement les compensations tirées de l'assurance-chômage et des assurances groupe. La rémunération intégrale de l'employeur demeure cependant la source de revenu la plus répandue dans les industries des services en cas d'absence prolongée pour maladie, bien qu'elle soit en baisse par rapport à la première période étudiée.

La situation diffère considérablement quant aux taux de compensation liés aux absences pour accident. Ces derniers ont en effet connu une légère hausse dans le cas des indemnités pour accident de travail, de l'assurance-chômage et de la rémunération intégrale de l'employeur entre les deux périodes étudiées. Contrairement au secteur des biens, on note une baisse relative des cas pour lesquels il n'y a pas eu de compensation pour les absences de deux semaines et plus.

Sommaire

Le nombre d'absences du travail de deux semaines et plus en raison de maladie ou d'accident a augmenté entre 1979 et 1994, et ce principalement en raison de la croissance de l'emploi tout au long de la période. Les femmes sont d'ailleurs les seules à avoir connu une hausse d'absences du travail, que ce soit pour maladie ou accident. Cependant, si l'on tient compte de la baisse du nombre d'absences chez les hommes ainsi que de l'augmentation remarquable de l'emploi

Graphique D
L'absence de compensation semble être à la baisse, alors que la rémunération intégrale gagne du terrain dans le cas des absences dues à la maladie.



Source : Enquête sur l'absence du travail

chez les femmes, on constate une diminution du taux global d'absence.

L'analyse des données selon deux périodes de huit années chacune (1979 à 1986 et 1987 à 1994) révèle un nombre annuel moyen d'absences en hausse que l'on attribue davantage aux femmes, puisqu'on observe une forte baisse des absences pour maladie chez les hommes. Quant aux taux annuels moyens d'absence, ils ont aussi augmenté par rapport à la première des deux périodes étudiées.

De plus, les nombres annuels moyens d'absences sont plus élevés dans les industries des services, tandis que les taux moyens sont les plus élevés dans les industries de biens. Cela tient au fait que les industries de biens sont généralement associées à de plus grands risques.

Par ailleurs, les absences pour maladie n'ont pas tout à fait les même sources de compensation que les absences pour accident. Ainsi, les travailleurs absents pour maladie reçoivent majoritairement une compensation de leur assurance groupe, une rémunération intégrale de leur employeur, ou de l'assurance-chômage, et ce peu importe si les travailleurs proviennent d'une industrie de biens ou de services. Pour leur part, les absences pour accident donnent généralement lieu à des compensations tirées d'indemnités pour accident de travail, d'une rémunération intégrale de l'employeur (services) ou d'assurances groupe (biens). On constate finalement de façon très encourageante la hausse du taux de compensation dans les cas d'absence prolongée pour maladie dans l'ensemble des industries, de même que dans les cas d'absence pour accident dans les industries des services. □

Notes

1 Cette industrie comprend les services aux entreprises, les services d'enseignement, les services de soins de santé, les services sociaux, l'hébergement et la restauration, et les autres industries des services.

2 Certaines industries comportent plus de risques de maladies ou d'accidents que d'autres, à commencer par celles du secteur des biens. Pour plus de renseignements à ce sujet, consulter Marshall (1996).

3 Par rémunération intégrale, on entend le plein salaire du travailleur absent versé par l'employeur.

Documents consultés

AKYEAMPONG, E. B. «S'absenter du travail» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 7, n° 1, Statistique Canada, Ottawa, Printemps 1995, p. 14-19.

LÉVESQUE, J. M. «Absence du travail et compensation, 1979 à 1986» dans *La population active*, n° 71-001-XPB au catalogue, vol. 44, n° 4, Statistique Canada, Ottawa, avril 1988, p. 85-102.

MARSHALL, K. «Un job ou la vie» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 8, n° 2, Statistique Canada, Ottawa, Été 1996, p. 23-29.

STATISTIQUE CANADA. *Accidents du travail 1992-1994*, n° 72-208-XPB au catalogue, Ottawa, 1995.

---. *Taux d'absence du travail, 1977 à 1994*, n° 71-535-MPB, n° 7 au catalogue, Ottawa, 1995.

Une famille, deux pensions

Susan Poulin

Au cours du dernier quart de siècle, la proportion de familles composées de deux conjoints mariés ayant tous deux un emploi a augmenté de façon phénoménale. En 1994, dans 71 % des familles comptant des conjoints d'âge actif, les deux conjoints travaillaient, comparativement à seulement 34 % en 1967 (Moore, 1989). Cette tendance a transformé bien des aspects de la vie familiale, y compris la situation financière. Et le mode de vie des couples actifs aujourd'hui aura probablement d'importantes répercussions sur le revenu des familles de retraités de demain. Mais on n'a peut-être pas encore mesuré toute l'ampleur de ce phénomène.

Divers facteurs permettent d'expliquer le lien entre le travail et la retraite : bien que seulement 40 % à 50 % des travailleurs bénéficient d'un régime de pension d'employeur (Frenken et Maser, 1992), la présence de deux soutiens de famille signifie, toutes choses égales d'ailleurs, qu'une plus grande proportion de couples retraités toucheront des prestations de deux régimes de pension. En outre, les prestations du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec (RPC/RRQ) dépendent directement des antécédents professionnels. Si les deux conjoints ont exercé un travail rémunéré, ils sont tous deux admissibles aux prestations du RPC/RRQ. Qui plus est, du moins en principe, plus leur rémunération est élevée pendant leurs années actives, plus ils ont de chances de disposer d'un revenu pour faire des placements et en particulier pour posséder une maison et des régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER).

En se fondant sur les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (voir *Sources des données*), le présent article compare les familles époux-épouse à deux pensionnés aux familles où seul l'un des conjoints est pensionné et à celles dont aucun des conjoints n'est pensionné. L'exercice vise à déterminer quelle est l'incidence des régimes de retraite privés et des régimes de pension d'État sur le revenu des personnes âgées au Canada (voir *Définitions*).

Susan Poulin est au service de la Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages. On peut communiquer avec elle au (613) 951-0086.

Définitions

Dans les familles dont il est ici question, à la fois l'époux et l'épouse sont présents et tous deux sont âgés d'au moins 65 ans. Bien qu'il soit probable que les deux conjoints soient à la retraite, l'un d'entre eux ou les deux peuvent être encore sur le marché du travail.

Dans la présente étude, **revenu de pension privé** désigne tout revenu provenant d'un régime de pension d'employeur (régime enregistré de pension ou REP), d'un régime enregistré d'épargne-retraite (REER)[1] ou d'un fonds enregistré de revenu de retraite (FERR).

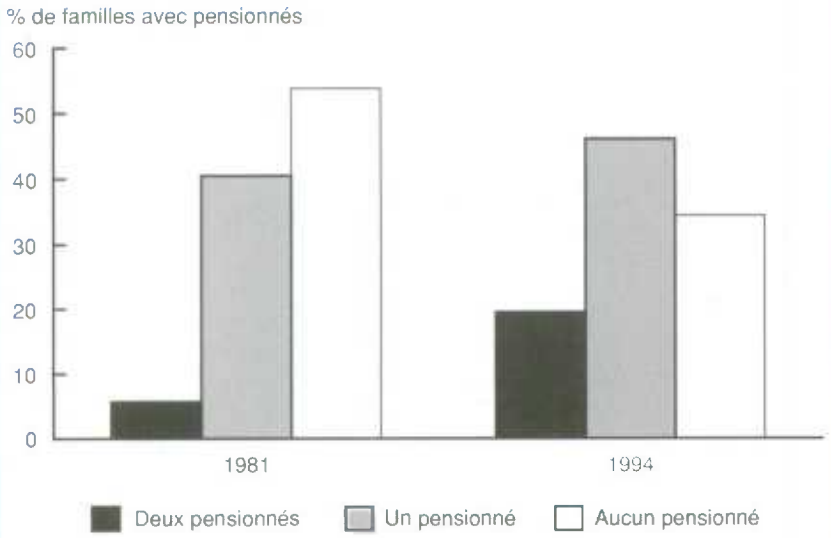
Les familles sont classées selon le nombre de pensionnés qu'elles comptent. Une **famille à deux pensionnés** est constituée de deux conjoints recevant chacun une pension d'un régime privé. Une **famille à un seul pensionné** ne compte qu'un seul des conjoints recevant une telle pension. Dans une **famille sans pensionné**, aucun des conjoints touche un tel revenu, bien qu'un autre membre de la famille puisse en toucher un, ce qui explique que la famille peut avoir un revenu de pension d'un régime privé autre que zéro.

Le **revenu de pension de l'État** est versé par le gouvernement aux personnes qui ont cotisé au régime de pensions de l'État (Régime de pensions du Canada et Régime de rentes du Québec, RPC/RRQ) tout au cours de leur vie professionnelle. Dans le présent article, les prestataires du RPC/RRQ n'ont toutefois pas été considérés dans la détermination du nombre de pensionnés que compte la famille. Toutefois, ces prestataires ont été pris en considération dans un exemple d'analyse plus élargie (voir *Le RPC/RRQ élargit la proportion de familles à deux pensionnés*).

Sources des données

La plupart des données de la présente analyse sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) de 1982, 1994 et 1995. Il s'agit d'une enquête annuelle menée à titre de supplément à l'Enquête sur la population active conduite chaque mois, supplément qui permet de collecter des renseignements sur le revenu pour l'année précédente. Cette source exclut les familles qui vivent dans les Territoires du Nord-Ouest et au Yukon, les gens en institution et les membres de familles vivant dans des réserves indiennes. Les chiffres présentés ici sont fondés sur des données qui ont été révisées récemment afin de concorder avec les données du Recensement de 1991; ils ne correspondent donc peut-être pas aux données publiées antérieurement dans les études concernant l'Enquête sur les finances des consommateurs. L'Enquête sur l'équipement ménager est la source utilisée pour la section traitant de la valeur de la propriété. (Les montants sont exprimés en dollars de 1994.)

Graphique
La proportion de familles à deux pensionnés * a triplé.



Source : Enquête sur les finances des consommateurs
* *Désigne une famille dont les deux conjoints touchent une ou plusieurs pensions d'un régime privé (voir* Définitions*).*

Croissance des familles à deux pensionnés

Parmi les familles époux-épouse où les deux conjoints sont âgés, y compris les couples en union libre, on observe depuis le début des années 80 une progression marquée des familles à deux pensionnés. Leur proportion est passée de 6 % en 1981 à 20 % en 1994. Cette tendance s'inscrit dans le contexte de la forte augmentation de tous les genres de familles de pensionnés au cours de la décennie. Le nombre de familles à un pensionné a également augmenté. En 1981, plus de la moitié des familles âgées ne comptaient pas de pensionnés; en 1994, près de la moitié en comptaient au moins un (graphique).

Les familles à deux pensionnés sont aussi réparties plus également entre les groupes d'âge avancé. En 1981, de l'ensemble des familles où

Tableau 1
Revenu moyen * reçu par les familles selon leur participation à un régime de pension privé et la réception de prestations du RPC/RRQ

	1981			1994		
	Nombre de familles	Revenu moyen	% de familles	Nombre de familles	Revenu moyen	% de familles
	en milliers	$		en milliers	$	
Ensemble des familles de pensionnés	**441**	**33 200**	**100**	**748**	**38 900**	**100**
Deux pensionnés	25	50 400	6	146	56 200	20
Un pensionné	178	35 400	40	344	39 700	46
Deux conjoints prestataires du RPC/RRQ	43	38 900	10	187	41 300	25
Un seul conjoint prestataire du RPC/RRQ	114	35 300	26	153	37 600	20
Aucun pensionné	237	29 700	54	257	27 900	34
Deux conjoints prestataires du RPC/RRQ	45	35 900	10	121	31 400	16
Un seul conjoint prestataire du RPC/RRQ	120	30 900	27	110	25 500	15
Aucun conjoint prestataire du RPC/RRQ	73	24 000	16	27	21 900	4

Source : Enquête sur les finances des consommateurs
Nota : Une ventilation complète des familles à deux pensionnés et des familles à un pensionné n'est pas présentée parce que les échantillons sont trop faibles pour donner des estimations fiables. Environ 90 % de la population active participait au RPC/RRQ. Par conséquent, dans la plupart des familles à deux pensionnés, les deux conjoints touchent des prestations du RPC/RRQ.
* *Désigne les revenus de toutes les sources et de tous les membres de la famille. Les montants sont en dollars de 1994.*

le mari était âgé de 65 à 69 ans, 10 % étaient des familles à deux pensionnés. Ce pourcentage était deux fois plus élevé que ce qu'il était susceptible d'être dans le cas de maris d'âge plus avancé. Cependant, 13 ans plus tard, le pourcentage de familles à deux pensionnés avait augmenté de façon spectaculaire : il a doublé dans le groupe des 65 à 69 ans, quadruplé dans les groupes de 70 à 74 ans et de 80 ans et plus, et septuplé dans le groupe des 75 à 79 ans (passant de 3 % à 21 %). En 1981, on comptait beaucoup plus de familles à deux pensionnés dans les groupes moins âgés; en 1994, les familles dont les conjoints étaient plus âgés les rattrapaient.

Large écart de revenus compte tenu du nombre de pensionnés

En 1994, les familles à deux pensionnés ont enregistré le revenu familial le plus élevé, soit un revenu moyen de 56 200 $. Les familles qui ne comptaient ni pensionné ni prestataire du RPC/RRQ se sont trouvées au bas de l'échelle, avec un revenu moyen de 21 900 $ (tableau 1). La même tendance générale a été observée en 1981, mais l'écart n'était pas aussi marqué. Les familles à un pensionné ont réalisé au cours de ces deux années un revenu moyen qui se rapprochait plus de celui des familles sans pensionné que de celui des familles à deux pensionnés. Seules les familles sans pensionné (avec ou sans prestataire du RPC/RRQ) ont vu leur revenu réel diminuer entre 1981 et 1994.

Comme on pouvait s'y attendre, les prestations du RPC/RRQ, même si un seul des conjoints les reçoit, ont pour effet d'accroître le revenu familial moyen. En 1994, les familles à un pensionné comptant un prestataire du RPC/RRQ ont touché un revenu moyen de 37 600 $; les familles qui en comptaient deux ont reçu en moyenne 41 300 $.

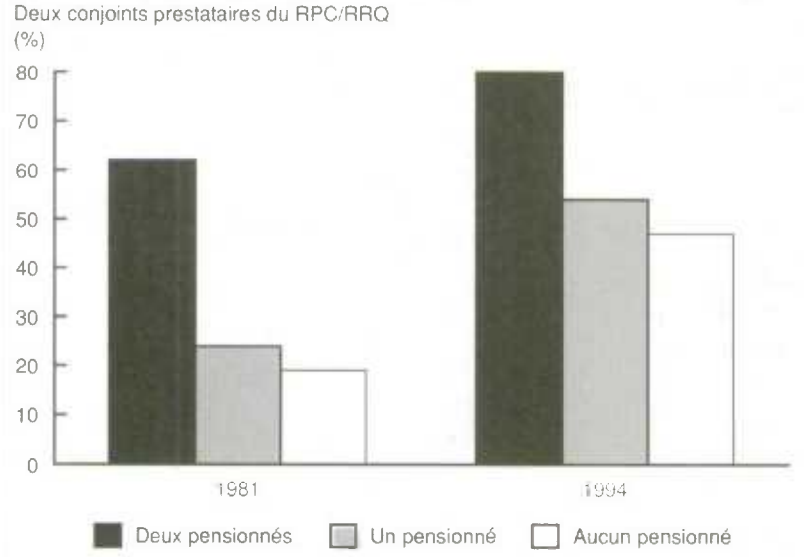
Le RPC/RRQ élargit la proportion de familles à deux pensionnés

La participation au RPC/RRQ, régime instauré en 1966, est obligatoire pour presque toutes les personnes qui travaillent. De nombreuses familles qui ne répondent pas à notre définition de familles à deux pensionnés auraient été prises en compte si la définition englobait le RPC/RRQ. Le pourcentage de familles à deux pensionnés serait ainsi beaucoup plus élevé : il s'agirait de 27 % des familles en 1981 et de 62 % en 1994. La présence accrue des femmes sur le marché du travail en est la principale explication.

En 1994, dans plus de la moitié des familles dont seulement l'un des conjoints participait à un régime de pension privé, les deux conjoints recevaient des prestations du RPC/RRQ et, en ce sens, sont des familles à deux pensionnés. De plus, pour 47 % des familles où aucun des conjoints ne participait à un régime de pension privé, les deux conjoints recevaient des prestations du RPC/RRQ.

Dans seulement 80 % des familles où les deux conjoints bénéficient d'un régime de pension privé, les deux touchent aussi des prestations du RPC/RRQ. Or, on s'attendrait à ce que ce pourcentage soit plus élevé. Cependant, comme les régimes de pension privés englobent ici les REER, les femmes qui n'ont pas été sur le marché du travail mais dont le mari a cotisé à leur REER recevraient des prestations d'un régime de pension privé, mais non du RPC/RRQ (l'incidence des REER sera analysée de façon plus approfondie plus loin dans l'article).

Les familles à deux pensionnés sont plus susceptibles de toucher des prestations du RPC/RRQ.



Source : Enquête sur les finances des consommateurs

Les familles n'ayant aucun revenu de pension (privé ou RPC/RRQ) sont de moins en moins nombreuses : en 1994, elles ne représentaient plus que 4 % des familles comptant des pensionnés, contre 16 % en 1981. Un pourcentage croissant de familles reçoivent des pensions liées au travail, tant de régimes privés que d'État.

Le nombre de pensionnés détermine les sources de revenu

La plupart des familles à deux pensionnés ont joui d'un double revenu à un moment de leur vie[2]. Elles ont probablement fait plus de placements, acheté des maisons de plus grande valeur, etc. Les familles qui comptent un pensionné ou aucun ont peut-être fait davantage appel aux prestations de l'État ou à d'autres sources de revenu, et elles continuent peut-être de le faire. Le cas échéant, la dépendance des familles âgées envers les différentes sources de revenu[3] peut varier selon leur situation. Pour souligner les différences dans la composition des revenus, on compare ici les familles à deux pensionnés avec les familles sans pensionné ni prestataire du RPC/RRQ. (Pour plus de renseignements concernant la composition du revenu selon le nombre de pensionnés de la famille, voir *Annexe*).

Les familles à deux pensionnés tiraient en moyenne 12 900 $, ou 26 % de leur revenu total, de régimes de pension privés en 1981. En 1994,[4] le revenu de pension moyen avait monté à 21 600 $, ou 38 % du revenu familial (tableau 2). Dans le cas des familles sans pensionné, les transferts du gouvernement représentaient 70 % du revenu, tandis qu'ils n'en représentaient que 61 % en 1981.

En 1994, les deux groupes recevaient encore un certain revenu d'emploi, revenu qui en proportion du revenu total était un peu plus élevé dans le cas des familles sans pensionné (11 %) que dans celui des familles à deux pensionnés (7 %). Le revenu moyen provenant de l'emploi est toutefois plus élevé pour ces dernières (3 800 $ contre 2 400 $). Environ 17 % des familles à deux pensionnés touchent des revenus d'emploi, contre 13 % des familles sans pensionné. Si l'on exclut du groupe des familles à deux pensionnés celles qui touchent des revenus d'emploi, le revenu moyen baisse de 13 %. Dans la catégorie des familles sans pensionné (ni prestataire du RPC/RRQ), le revenu moyen diminue de 11 %.

Tableau 2
Revenu moyen et répartition en pourcentage du revenu des familles à deux pensionnés et des familles sans pensionné

	Deux pensionnés			Aucun pensionné et sans RPC/RRQ		
	Revenu moyen	Part du revenu total	Familles ayant cette source	Revenu moyen	Part du revenu total	Familles ayant cette source
	$		%	$		%
1981 (Ensemble des sources)	**50 400**	**100**		**24 000**	**100**	
Revenu d'emploi	6 800	14	33	5 000	21	23
Régime de pension privé	12 900	26	100	--	--	-
RPC/RRQ	5 900	12	96	--	--	-
Placements	14 600	29	91	4 000	17	52
Transferts du gouvernement	9 100	18	100	14 700	61	98
Autres	1 000	2	16	300	1	4
1994 (Ensemble des sources)	**56 200**	**100**		**21 900**	**100**	
Revenu d'emploi	3 800	7	17	2 400	11	13
Régime de pension privé	21 600	38	100	-	-	-
RPC/RRQ	9 600	17	98	--	--	-
Placements	10 500	19	86	2 600	12	38
Transferts du gouvernement	10 000	18	100	15 300	70	100
Autres	700	1	12	1 600	7	16

Source : Enquête sur les finances des consommateurs
Nota : Les moyennes sont celles de la famille entière et de l'ensemble des familles de chaque catégorie (y compris les familles n'ayant aucun revenu de cette source). Les montants sont en dollars de 1994.

Les personnes aux revenus d'emplois les plus élevés sont plus susceptibles de participer à des régimes de pension privés que celles dont les revenus sont plus faibles (Frenken et Maser, 1992). Étant donné que les personnes dont les gains sont plus élevés disposent en principe d'un revenu discrétionnaire supérieur, les familles à deux pensionnés ont des revenus de placements beaucoup plus élevés. En 1994, ces revenus s'élevaient à 10 500 $ (ou 19 % du total), par rapport à 2 600 $ dans le cas des familles sans pensionné (12 % du total). Quelque 86 % des familles à deux pensionnés avaient des revenus de placements, contre 38 % des familles sans pensionné ni prestataire du RPC/RRQ. Dans le groupe des familles sans pensionné, celles qui n'avaient pas fait de placements ont déclaré un revenu moyen de 19 600 $, en regard de 25 700 $ pour celles qui avaient des placements.

La composition du revenu des familles comptant des pensionnés a quelque peu changé entre 1981 et 1994. Pour les familles à deux pensionnés, la part des revenus de pension (y compris les REER) dans le revenu total a augmenté, passant de 26 % à 38 %; la cause en serait

vraisemblablement les investissements accrus dans les REER et les montants plus élevés des pensions en raison de plus longues périodes de cotisation. Dans le cas des familles sans pensionné, le plus grand changement s'est produit dans l'apport du revenu d'emploi au revenu total : celui-ci a reculé de 10 points de pourcentage. Cependant, les transferts du gouvernement ont augmenté de 9 points, de même que les revenus «d'autres»[5] sources (6 points).

Les REER : un monde de différence

Les REER ont pour but d'offrir aux travailleurs autonomes et aux salariés qui n'adhèrent pas à un régime de pension d'employeur un allègement fiscal «équivalent» applicable à l'épargne-retraite[6]. Institués en 1957, les REER ne sont devenus un instrument d'épargne populaire qu'au milieu des années 80. Même en 1986, année où les plafonds des cotisations ont été relevés, seul un contribuable sur cinq y cotisait et la cotisation moyenne était faible (Frenken, 1990).

Afin de comparer les concepts sur un même pied à travers le temps, les données présentées jusqu'ici étaient fondées sur l'ensemble des revenus de pension. Mais comme les données sur les rentes des REER et les retraits des FERR sont recueillies à part des prestations de régimes de pension d'employeur depuis 1993, il serait utile d'évaluer si une étude limitée à la croissance des pensions d'employeur donnerait lieu à des résultats différents.

Lorsqu'on soustrait les rentes des REER et les FERR du revenu de pension pour 1994, le pourcentage de familles à deux pensionnés baisse de façon dramatique, passant de 20 % à 12 % (même si la proportion de familles à un pensionné demeure constante). Il s'agit d'une diminution de près de 60 000 familles. Le nombre accru de familles à deux pensionnés tient de toute évidence à l'engouement manifesté récemment à l'égard des REER[7] autant qu'il tient à la croissance des régimes de pension d'employeur. Le taux de participation des femmes aux REER est passé de 6 % en 1979 à 19 % en 1989 (Frenken, 1991). Les conséquences de cette croissance ne seront vraisemblablement pas tangibles avant la fin des années 80 ou le début des années 90, de telle sorte que même si on ne peut pas dissocier REER et régimes de pension pour les années antérieures à 1993, les données pour 1981 ne seront sans doute pas touchées de façon significative.

En 1994, le revenu moyen des familles à deux pensionnés touchant des rentes de REER et des retraits de FERR était de 61 200 $; sans REER ni FERR, le revenu n'était que de 46 400 $. Comme on pouvait s'y attendre, les prestations tirées des REER ou des FERR représentaient 58 % de cet écart[8].

L'accession à la propriété d'une maison et sa valeur

Le fait de posséder une maison joue également un rôle important dans la situation financière des pensionnés. Si les deux conjoints ont travaillé, le couple peut posséder une maison de grande valeur. En 1994, la plupart des familles retraitées (82 %) étaient propriétaires de leur maison, lesquelles étaient libres d'hypothèque dans 87 % des cas.

Au total, 90 % des familles à deux pensionnés possédaient une maison (dont 85 % sans hypothèque). Même si un plus faible pourcentage de familles sans pensionné ou à un seul possédaient une maison (80 %), la proportion de celles qui avaient liquidé l'hypothèque était plus élevée (88 %).

La valeur nette de la maison était la plus élevée dans le cas des familles sans pensionné. En 1994, la valeur marchande moyenne d'une maison libre d'hypothèque[9] appartenant à une famille à deux pensionnés était de 152 000 $. La valeur correspondante pour les autres familles était sensiblement comparable (158 000 $). Malgré un revenu plus élevé, les familles à deux pensionnés ne possédaient pas pour autant de maisons libres d'hypothèque de plus grande valeur.

Évolution future des familles à deux pensionnés

Bien que leur proportion n'ait été que de 20 % en 1994, les familles à deux pensionnés étaient alors nettement plus nombreuses qu'elles ne l'étaient 13 ans auparavant. Cette tendance se maintiendra-t-elle? Il est difficile de le prévoir, mais les facteurs suivants sont pertinents. Le taux de participation des femmes aux régimes de pension de l'employeur est passé de 36 % à 42 % des salariés de 1982 à 1992; cette hausse est largement due à la présence accrue des femmes dans les industries où un grand nombre de travailleurs bénéficient traditionnellement d'un régime de pension de l'employeur. Ce mouvement a commencé à ralentir au début des années 90, bien que les fortes hausses des années 70 et 80 continueront à avoir des répercussions sur le pourcentage de familles à deux pensionnés pour des années à venir.

Les employeurs ont maintenant recours à des mécanismes moins coûteux, comme les REER collectifs (Frenken, 1996). Cela ne change en rien le nombre de familles à deux pensionnés conformément à la définition qui a été retenue dans la présente analyse. On assistera toutefois à une diminution appréciable tant du nombre de familles disposant de deux REP que du revenu moyen des familles de retraités. En outre, à l'heure actuelle, ce sont les PME qui créent de l'emploi et, en général, elles

n'offrent pas de régimes de pension. Par contre, l'adoption de mesures législatives permettant l'acquisition des droits après deux années de participation à un régime de pension privé et autorisant les travailleurs à temps partiel à y participer devrait contribuer à l'essor de ce genre de régimes (Galarneau, 1991). □

Notes

1 Les retraits de fonds des REER sont exclus parce qu'ils ne font que réduire l'épargne.

2 Les familles de pensionés n'étaient pas nécessairement toutes composées de deux personnes ayant touché un revenu. Par exemple, les conjoints qui se sont remariés et qui reçoivent une prestation de survivant des suites du décès d'un conjoint précédent n'ont peut-être jamais eu à travailler.

3 Les sources de revenu sont celles de la famille et non seulement celles des conjoints.

4 Depuis 1993, les données sur les revenus provenant des rentes des REER et des retraits des FERR sont recueillies séparément. Par conséquent, les revenus tirés de ces deux sources ont été considérés comme un revenu de pension afin que le concept d'un tel revenu soit uniforme tout au cours de l'analyse.

5 Les autres sources de revenu englobent notamment les allocations de retraite, les indemnités de cessation d'emploi, les prestations d'assurance-salaire, les chèques de soutien du revenu, les prestations d'invalidité d'un régime d'assurance privé, les paiements de la Société d'aide à l'enfance, les bourses d'études et les bourses de perfectionnement.

6 Les cotisations salariales à des régimes enregistrés de pension (REP) ont toujours été déduites du revenu. C'est pourquoi la participation aux REP réduit le plafond des cotisations aux REER.

7 Bien que la proportion de travailleurs participant à un REP ait peu changé de 1983 à 1993 (environ 35 %), la proportion de ceux qui participent à des REER a presque doublé au cours de la même période, passant de 18 % à 35 %.

8 La valeur moyenne d'une rente de REER ou de FERR pour les familles à deux pensionnés touchant un tel revenu était de 8 600 $. Par contre, si on considère l'ensemble des familles à deux pensionnés, la valeur moyenne est de 5 700 $, ce qui représente une augmentation de 18 % par rapport aux 4 800 $ de l'année précédente.

9 Dans le présent article, on se limite aux familles qui n'ont pas d'hypothèque, car l'Enquête sur l'équipement ménager, dont est tirée la valeur marchande, ne recueille pas de données sur le montant impayé des hypothèques, dont on devrait tenir compte, à strictement parler. De plus, très peu de propriétaires âgés ont une hypothèque (10 %).

Documents consultés

FRENKEN, H. «Régimes de retraite : le vrai et le faux» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 8, n° 2, Statistique Canada, Ottawa, Été 1996, p. 25-28.

---. «Les femmes et les REER» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 3, n° 4, Statistique Canada, Ottawa, Hiver 1991, p. 10-16.

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

FRENKEN, H. et K. MASER. «Les régimes de pensions d'employeur – qui y participe?» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 4, n° 4, Statistique Canada, Ottawa, Hiver 1992, p. 9-14.

GALARNEAU, D. «Femmes à l'approche de la retraite» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 3, n° 3, Statistique Canada, Ottawa, Automne 1991, p. 30-42.

MOORE, M. *Les caractéristiques des familles comptant deux soutiens*, n° 13-588-MPB, n° 3 au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, 1989.

STATISTIQUE CANADA. *Programmes de revenu de retraite au Canada : un aperçu statistique*, n° 74-507-XPB au catalogue, Ottawa, 1996.

---. *Régimes de pension au Canada : 1er janvier 1992*, n° 74-401-XPB au catalogue, Ottawa, 1994.

Annexe
Composition du revenu des familles selon le nombre de pensionnés

	Revenu d'emploi *		Régime de pension privé **		RPC/RRQ		Placements		Transferts du gouvernement †		Autres ††		Total	
	$	%	$	%	$	%	$	%	$	%	$	%	$	%
Revenu moyen de 1981 ($ de 1994)														
Ensemble des familles de pensionnés	**5 400**	**16**	**3 800**	**11**	**3 100**	**9**	**8 900**	**27**	**11 600**	**35**	**400**	**1**	**33 200**	**100**
Deux pensionnés	6 800	14	12 900	26	5 900	12	14 600	29	9 100	18	1 000	2	50 400	100
Un pensionné	4 000	11	7 500	21	3 700	10	9 200	26	10 400	29	600	2	35 400	100
Deux conjoints prestataires du RPC/RRQ	3 800	10	8 800	23	6 100	16	9 400	24	9 600	25	1 200	3	38 900	100
Un seul conjoint prestataire du RPC/RRQ	4 600	13	7 400	21	3 500	10	9 200	26	10 300	29	400	1	35 300	100
Aucun pensionné	6 300	21	--	--	2 300	8	8 100	27	12 700	43	300	1	29 700	100
Deux conjoints prestataires du RPC/RRQ	6 700	19	-	-	4 900	14	12 900	36	11 200	31	100	--	35 900	100
Un seul conjoint prestataire du RPC/RRQ	7 000	22	100	--	2 800	9	8 800	28	12 100	39	300	1	30 900	100
Aucun conjoint prestataire du RPC/RRQ	5 000	21	--	--	--	--	4 000	17	14 700	61	300	1	24 000	100
Revenu moyen de 1994														
Ensemble des familles de pensionnés	**3 800**	**10**	**9 700**	**25**	**7 400**	**19**	**5 700**	**15**	**11 700**	**30**	**700**	**2**	**38 900**	**100**
Deux pensionnés	3 800	7	21 600	38	9 600	17	10 500	19	10 000	18	700	1	56 200	100
Un pensionné	3 000	8	11 800	30	7 600	19	5 600	14	10 900	27	800	2	39 700	100
Deux conjoints prestataires du RPC/RRQ	3 600	9	12 200	30	9 200	22	4 900	12	10 700	26	700	2	41 300	100
Un seul conjoint prestataire du RPC/RRQ	2 200	6	11 400	30	6 000	16	6 100	16	11 400	30	600	2	37 600	100
Aucun pensionné	4 800	17	--	--	5 700	21	3 100	11	13 800	49	400	2	27 900	100
Deux conjoints prestataires du RPC/RRQ	6 300	20	--	--	8 200	26	3 600	11	13 100	42	300	1	31 400	100
Un seul conjoint prestataire du RPC/RRQ	3 700	14	--	--	4 500	18	2 700	11	14 200	56	400	1	25 500	100
Aucun conjoint prestataire du RPC/RRQ	2 400	11	-	-	--	--	2 600	12	15 300	70	1 600	7	21 900	100

Source : Enquête sur les finances des consommateurs

* *Comprend les salaires et traitements, la solde des militaires et le revenu d'un travail autonome.*

** *En 1994, les revenus associés aux régimes de pension privés constituaient la somme de deux composantes sur le questionnaire, c'est-à-dire les pensions et les REER. Pour les années antérieures à 1993, le revenu de pension n'était demandé qu'en une seule question.*

† *Ne comprend pas le RPC/RRQ. Comprend tous les crédits du gouvernement : crédit d'impôt pour enfant, sécurité de la vieillesse, supplément de revenu garanti, allocation au conjoint, prestations d'assurance-chômage, aide sociale et indemnités pour accident de travail.*

†† *Voir note nº 5.*

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

Supplément Automne 1996

Taux d'absence du travail, 1995

Une mise à jour de la publication intitulée *Taux d'absence du travail, 1977 à 1994* (nº 71-535-MPB au catalogue, nº 7).

FAITS SAILLANTS

- On estime qu'en 1995, 5,8 % des travailleurs à temps plein (520 000) ont perdu du temps de travail chaque semaine pour des raisons personnelles (pour cause «de maladie ou d'incapacité» ou «d'obligations personnelles ou familiales»), soit la même proportion qu'en 1994.
- En raison de ces absences, les travailleurs rémunérés à temps plein ont perdu chaque semaine environ 3,7 % de leur temps de travail habituel.
- Pour chaque employé à temps plein, le temps de travail perdu pour des raisons personnelles s'élevait en moyenne à 9,1 jours, autre chiffre resté inchangé par rapport à l'année précédente. Au total, les jours de travail perdus par les employés à temps plein pour des raisons personnelles s'élevaient à plus de 81 millions en 1995.
- Le temps perdu par travailleur à temps plein pour cause de maladie ou d'incapacité a quelque peu diminué, passant de 6,0 jours en 1994 à 5,9 en 1995, mais ce recul a été contrebalancé par la hausse des absences dues à des obligations personnelles ou familiales, qui sont passées de 3,1 à 3,2 jours.
- En moyenne, les travailleurs à temps plein de sexe féminin ont perdu environ 13,3 jours de travail en 1995, soit plus de deux fois la moyenne qu'ont connue leurs homologues masculins (6,3). La majeure partie de la différence peut être attribuée au temps perdu en raison d'obligations personnelles ou familiales (6,6 jours chez les femmes, contre 0,9 chez les hommes).

Publié par le ministre responsable de Statistique Canada. ©Ministre de l'Industrie, 1996. 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.

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Taux d'absence du travail, 1995

Ernest B. Akyeampong

Source des données et définitions

Le présent supplément est fondé sur les moyennes annuelles de l'Enquête sur la population active (EPA). L'analyse porte sur les travailleurs rémunérés à temps plein (pour un travail de 30 heures et plus) qui détenaient un seul emploi[1]. Les travailleurs rémunérés à temps partiel, les travailleurs autonomes et les travailleurs familiaux non rémunérés sont exclus du champ de l'étude, parce que leur horaire de travail leur laisse généralement plus de temps pour s'acquitter de leurs obligations personnelles ou familiales. De même, les personnes cumulant des emplois ne sont pas prises en compte parce qu'il est impossible de déterminer, à partir des données de l'EPA, le temps perdu et la raison des absences pour chacun des emplois.

Les **raisons personnelles** utilisées pour faire l'estimation des taux d'absence à partir de l'EPA sont divisées en deux catégories : les absences pour cause de «maladie ou incapacité» et les absences dues à des «obligations personnelles ou familiales». Ces deux types d'absences représentaient environ 32 % de l'ensemble des heures de travail perdues chaque semaine en 1995 par les travailleurs rémunérés à temps plein. Les vacances, qui représentaient environ 43 % du total, ne sont pas considérées comme des absences pour les besoins de la présente étude; il en va de même pour les congés fériés, qui représentaient 17 % du total des absences. Le reste (8 %) était attribuable à d'autres facteurs comme les conflits de travail, les fermetures d'usines et le mauvais temps.

Dans l'EPA[2], les absences liées à une grossesse ou à la maternité (qui ne sont certainement pas considérées comme un facteur d'absentéisme) sont comprises dans les absences pour obligations personnelles ou familiales. Bien que ces absences aient pour effet d'exagérer le niveau d'absence chez certains groupes de femmes, elles influent probablement très peu sur les taux relatifs à l'ensemble des femmes[3]. De plus, le congé de paternité est inclus dans la catégorie des obligations personnelles ou familiales. Cependant, comme ce type de congé est peu offert et peu utilisé, l'effet sur le taux d'absence des hommes est selon toute vraisemblance négligeable.

Le **taux de fréquence** est le pourcentage de travailleurs rémunérés à temps plein qui s'absentent au cours de la semaine de référence. On ne tient pas compte de la durée de l'absence – qu'il s'agisse d'une heure, d'une journée ou d'une semaine complète.

Le **taux d'inactivité** est la proportion d'heures perdues par rapport au nombre total d'heures hebdomadaires habituellement travaillées par tous les travailleurs rémunérés à temps plein. On tient compte à la fois du taux de fréquence et de la durée de l'absence.

Le nombre de **jours perdus par travailleur** est calculé en multipliant le taux d'inactivité par le nombre estimatif de jours ouvrables dans l'année (250).

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.

Qualité des données

L'Enquête sur la population active du Canada permet de produire des estimations fondées sur les données tirées d'une enquête-échantillon menée auprès des ménages. On aurait pu obtenir des estimations légèrement différentes si l'on avait procédé à un recensement complet en faisant appel au même questionnaire et aux mêmes intervieweurs, superviseurs, méthodes de traitement, etc. L'écart entre les estimations découlant de l'échantillon et celles tirées d'un dénombrement complet effectué dans des conditions semblables est appelé **erreur d'échantillonnage** des estimations.

Bien que l'erreur d'échantillonnage ne soit pas connue, elle peut toutefois être estimée au moyen des données-échantillon. L'une des mesures utilisées pour ce faire s'appelle le coefficient de variation (CV), lequel constitue l'écart-type exprimé en pourcentage de l'estimation. Puisqu'il serait nettement trop long et trop onéreux de calculer les CV de toute une série d'estimations tirées d'une enquête aussi complexe que l'EPA, on peut avoir recours à une mesure de confiance indirecte. De façon générale, plus l'estimation est grande, plus le CV sera petit. L'analyse révèle que les estimations tirées de l'EPA qui sont inférieures à 4 000 ont systématiquement des CV élevés, ce qui par conséquent les rend moins fiables.

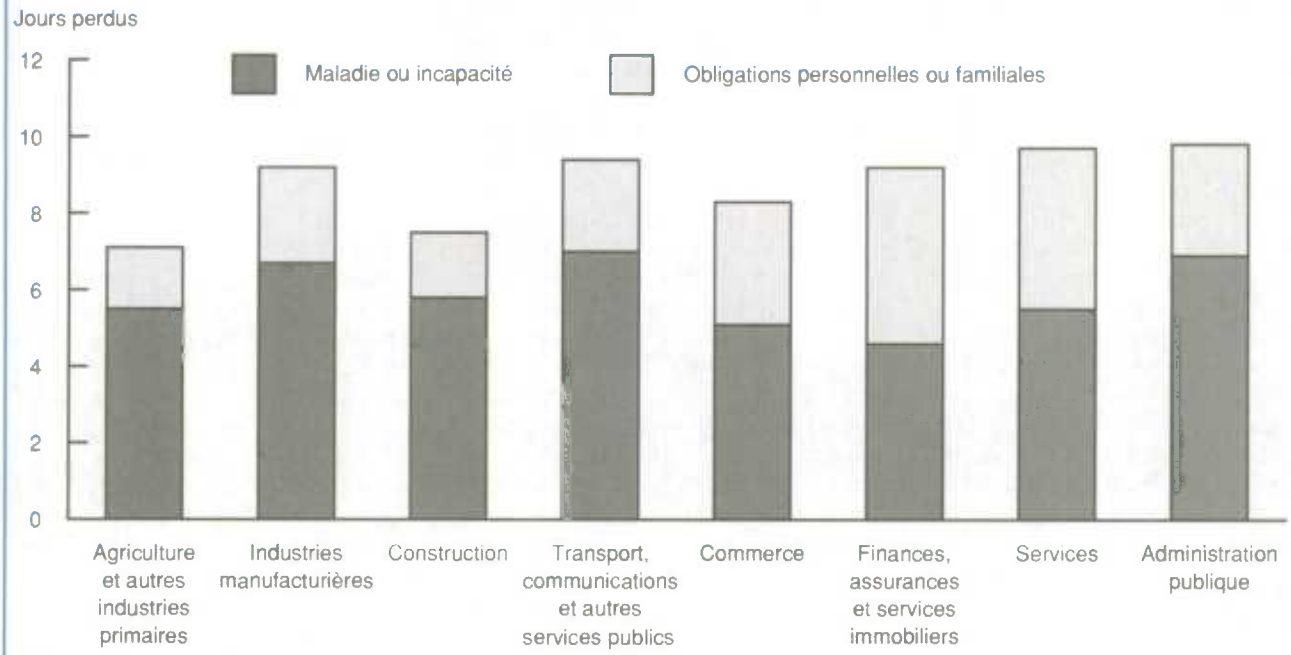
Dans le présent supplément, tout comme dans la publication originale (Statistique Canada, 1995), on considère comme suffisamment fiables les taux d'absence tirés d'estimations atteignant au moins 4 000. Par exemple, en 1995, on estimait à 119 300 le nombre de travailleurs masculins rémunérés à temps plein ayant entre 15 et 19 ans. Parmi ceux-ci, 4 500 ont déclaré s'être absentés du travail, ce qui donne un taux de fréquence de 3,8 % (tableau). Cependant, si on considère parmi eux ceux qui étaient absents pour des motifs de maladie ou d'incapacité, on obtient une estimation inférieure au seuil de confiance de 4 000, ce qui explique dans ce cas l'absence de taux de fréquence. Il en va de même du taux de fréquence lié aux absences en raison d'obligations personnelles ou familiales chez les hommes du même groupe d'âge. Les estimations non suffisamment significatives pour être publiées sont indiquées au moyen de deux tirets (--).

Des erreurs qui ne se rapportent pas à l'échantillonnage peuvent se produire à presque toutes les phases d'une enquête. Il se peut que les intervieweurs comprennent mal les instructions, que les répondants fassent des erreurs en répondant aux questions, que des réponses soient mal inscrites sur les questionnaires et que des erreurs soient introduites lors du traitement et de la totalisation des données. Ces erreurs sont toutes des exemples **d'erreurs non dues à l'échantillonnage**.

Sur un grand nombre d'observations, les erreurs aléatoires auront peu d'effet sur les estimations tirées des données recueillies dans le cadre de l'enquête. Toutefois, les erreurs qui se produisent systématiquement contribueront à des biais dans les estimations de l'enquête. On a consacré beaucoup de temps et d'efforts à réduire les erreurs non dues à l'échantillonnage dans l'enquête. Des mesures d'assurance de la qualité ont été appliquées à chaque étape du cycle de collecte et de traitement des données. Ces mesures comprenaient l'emploi d'intervieweurs très expérimentés, l'observation des intervieweurs afin de trouver les problèmes liés à la conception du questionnaire ou à la mauvaise interprétation des instructions, des procédures afin de s'assurer que les erreurs de saisie des données étaient minimisées et des vérifications de la qualité du codage et du contrôle afin de vérifier la logique du traitement.

Pour obtenir une description plus détaillée de l'EPA, des objectifs, du champ d'observation, des techniques d'échantillonnage, des concepts, des définitions, de la qualité des données, etc., voir «Notes sur l'enquête» dans *La population active*.

Jours perdus par les travailleurs rémunérés à temps plein pour des raisons personnelles, selon l'industrie, 1995.



Source : Enquête sur la population active

Nota : En règle générale, les absences pour cause de maladie ou d'incapacité seront plus fréquentes si l'industrie présente des risques pour la santé des travailleurs et (ou) si le travail est exigeant sur le plan physique. De même, les absences pour cause d'obligations personnelles ou familiales seront plus élevées si, dans l'industrie en cause, les femmes sont proportionnellement plus nombreuses. Pour obtenir une analyse des différences entre industries, voir Akyeampong (1988 et 1992) et Statistique Canada (1995).

Moyenne des jours perdus pour des raisons personnelles, par travailleur

En moyenne, les travailleurs de l'administration publique et des services ont perdu en 1995 plus de temps de travail pour des raisons personnelles (9,9 et 9,7 jours) que ceux de la construction (7,5) ou de l'agriculture et des autres industries primaires (7,1).

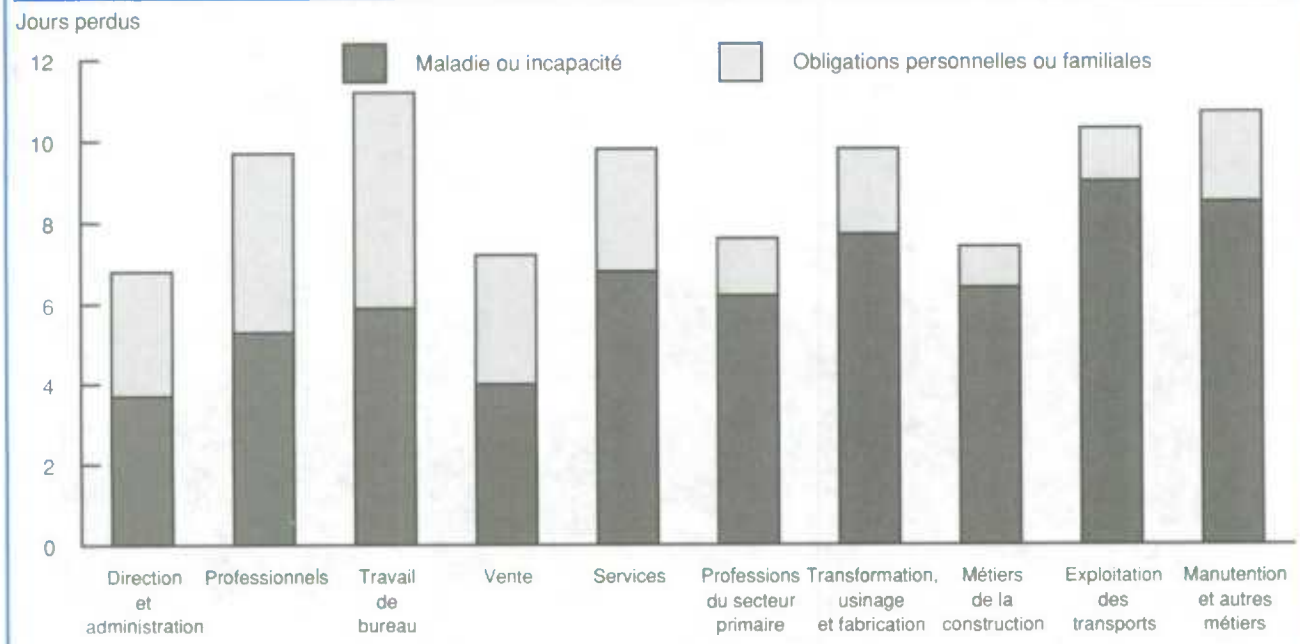
Maladie ou incapacité

Les travailleurs à temps plein associés à la catégorie «transport, communications et autres services publics» ont perdu plus de temps de travail pour cause de maladie ou d'incapacité (7,0 jours) que les travailleurs des autres industries; les travailleurs de l'administration publique ont perdu 6,9 jours et ceux des industries manufacturières, 6,7. La moyenne des jours perdus pour cette raison était faible dans l'industrie des finances, assurances et services immobiliers (4,6), ainsi que dans celle du commerce (5,1).

Obligations personnelles ou familiales

Le nombre de jours perdus en raison d'obligations personnelles ou familiales était nettement supérieur à la moyenne générale de 3,2 jours chez les travailleurs des finances, assurances et services immobiliers (4,6) et chez ceux des services (4,2). En agriculture et autres industries primaires et en construction, le temps de travail perdu pour cette raison équivalait approximativement à la moitié de la moyenne générale, soit respectivement 1,6 et 1,7 jour.

Jours perdus par les travailleurs rémunérés à temps plein pour des raisons personnelles, selon la profession, 1995.



Source : Enquête sur la population active

Nota : En règle générale, les absences pour cause de maladie ou d'incapacité seront plus fréquentes si la profession présente des risques pour la santé des travailleurs et (ou) si le travail est exigeant sur le plan physique. De même, les absences pour cause d'obligations personnelles ou familiales seront plus élevées si, dans l'industrie en cause, les femmes sont proportionnellement plus nombreuses. Pour obtenir une analyse des différences entre professions, voir Akyeampong (1988 et 1992) et Statistique Canada (1995).

Moyenne des jours perdus pour des raisons personnelles, par travailleur

Le temps de travail perdu en 1995 pour des raisons personnelles a atteint 11,2 jours dans le domaine du travail de bureau, 10,7 dans celui de la manutention et autres métiers et 10,2 dans le domaine de l'exploitation des transports, dépassant amplement la moyenne générale de 9,1 jours. Les personnes occupant des postes relevant de la catégorie «direction et administration» ainsi que celles qui oeuvrent dans le domaine des ventes ont perdu relativement peu de jours de travail (respectivement 6,8 et 7,2).

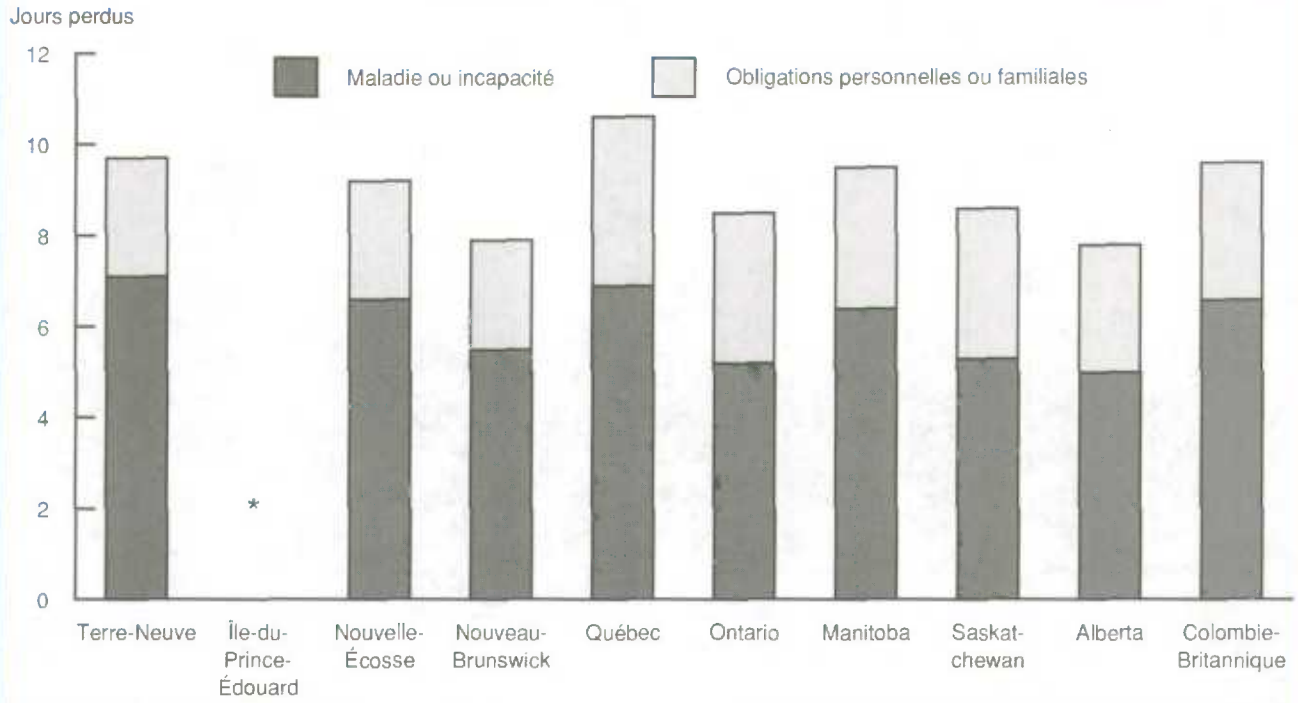
Maladie ou incapacité

La moyenne des jours de travail perdus pour cause de maladie ou d'incapacité était élevée chez les travailleurs à temps plein du domaine de l'exploitation des transports (9,0) et de celui de la manutention et autres métiers (8,5), ce qui représentait au moins 80 % du chiffre total concernant ces professions en 1995. Dans le domaine de la direction et de l'administration ainsi que dans celui des ventes, les jours de travail perdus sont moins nombreux (respectivement 3,7 et 4,0).

Obligations personnelles ou familiales

La moyenne des jours de travail perdus en raison d'obligations personnelles ou familiales dans le domaine du travail de bureau (5,3) a largement dépassé la moyenne générale de 3,2 jours en 1995. Dans les métiers de la construction et dans l'exploitation des transports, la moyenne du temps perdu pour cette raison était faible (respectivement 1,0 et 1,3 jour seulement par travailleur).

Jours perdus par les travailleurs rémunérés à temps plein pour des raisons personnelles, selon la province, 1995.



Source : Enquête sur la population active

Nota : Le temps perdu par travailleur varie généralement selon la composition industrielle de la province. Pour obtenir une analyse comparative des provinces, voir Akyeampong (1988 et 1992) et Statistique Canada (1995).

** Nombres trop infimes pour être représentés.*

Moyenne des jours perdus pour des raisons personnelles, par travailleur

En 1995, c'est au Québec qu'il s'est perdu le plus de temps de travail pour des raisons personnelles (10,6 jours); Terre-Neuve (9,7) occupait le deuxième rang, tandis que les travailleurs de l'Alberta et du Nouveau-Brunswick étaient au bas de l'échelle (respectivement 7,7 et 7,9 jours).

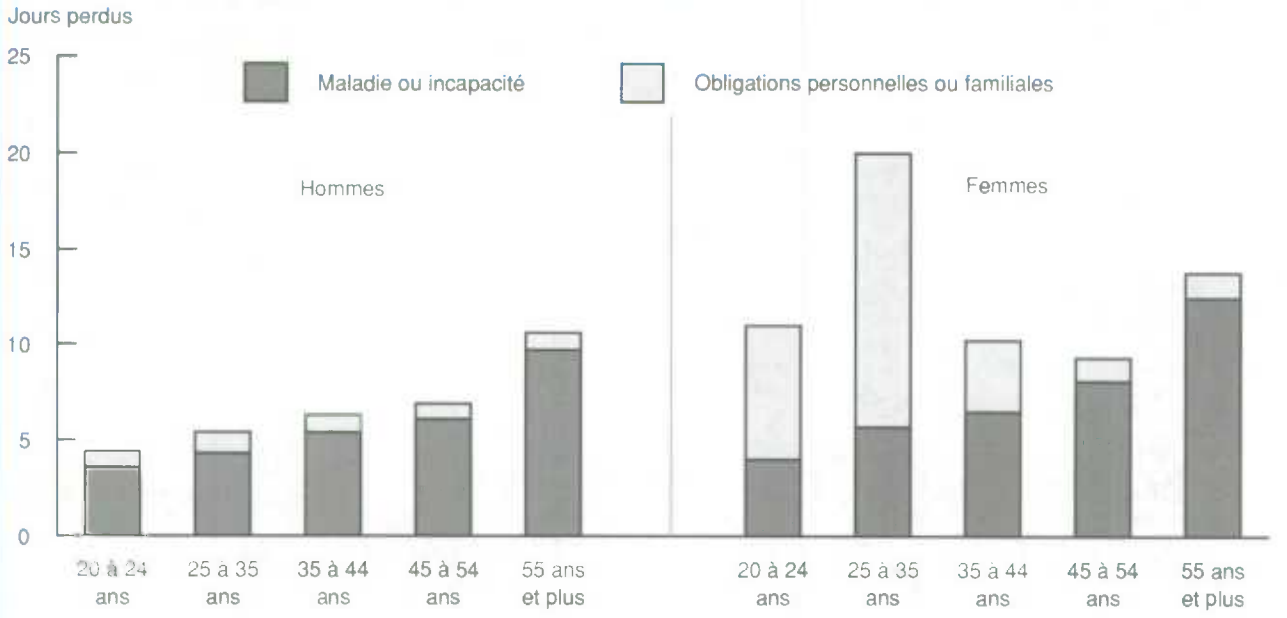
Maladie ou incapacité

En ce qui concerne les jours de travail perdus pour cause de maladie ou d'incapacité, les travailleurs de Terre-Neuve et du Québec en ont perdu respectivement 7,1 et 6,9, tandis que ceux de l'Alberta et de l'Ontario en ont perdu 5,0 et 5,2.

Obligations personnelles ou familiales

Les variations du nombre de jours perdus par travailleur à temps plein en raison d'obligations personnelles ou familiales étaient moins prononcées. Les moyennes variaient d'un maximum de 3,7 jours au Québec à un minimum de 2,6 en Nouvelle-Écosse.

Jours perdus par les travailleurs rémunérés à temps plein pour des raisons personnelles, selon l'âge et le sexe, 1995.



Source : Enquête sur la population active

Nota : Toutes proportions gardées, les absences pour cause de maladie ou d'incapacité augmentent avec l'âge. De plus, les jours perdus en raison d'obligations personnelles ou familiales ont tendance à atteindre leur point culminant, chez la femme, au cours des années de procréation et d'éducation des enfants, bien qu'une certaine portion du temps perdu pour cette raison peut être attribuable aux congés de maternité qui font partie de cette catégorie (voir Sources des données et définitions*). Pour obtenir une analyse comparative des taux d'absence selon l'âge et le sexe, voir Akyeampong (1988 et 1992) et Statistique Canada (1995).*

Moyenne des jours perdus pour des raisons personnelles, par travailleur

Dans tous les groupes d'âge, le nombre de jours de travail perdus par les travailleurs de sexe féminin était supérieur à celui de leurs homologues masculins. Presque toutes les différences peuvent être attribuées à des absences motivées par des obligations personnelles ou familiales.

Maladie ou incapacité

Chez les hommes comme chez les femmes, le nombre de jours perdus pour cause de maladie ou d'incapacité a augmenté avec l'âge en 1995, commençant à 3,6 jours chez les hommes de 20 à 24 ans pour atteindre 9,7 jours chez les hommes de 55 ans et plus. Chez les femmes, les chiffres correspondants s'élevaient à 4,0 et 12,5 jours.

Obligations personnelles ou familiales

Chez les hommes, le temps de travail perdu en 1995 à cause d'obligations personnelles ou familiales n'a pas beaucoup varié avec l'âge (écart d'environ un jour). Chez les femmes, les chiffres étaient au maximum pendant les premières années de procréation et d'éducation des enfants. En 1995, les femmes de 20 à 24 ans travaillant à temps plein ont perdu en moyenne 7,0 jours de travail à cause d'obligations personnelles ou familiales; pour les femmes de 25 à 34 ans, le chiffre grimpait à 14,3 jours. (Voir «Indicateurs clés de l'emploi et du revenu» pour constater comment la présence d'enfants d'âge préscolaire influence ces taux d'absence.)

Tableau
Taux d'absence des travailleurs rémunérés à temps plein, selon l'industrie, la profession, l'âge, le sexe et la région, 1995

	Taux de fréquence			Taux d'inactivité			Jours perdus par travailleur dans l'année		
	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales
		%			%			jours	
Hommes	**4,4**	**3,2**	**1,2**	**2,5**	**2,2**	**0,4**	**6,3**	**5,4**	**0,9**
Ensemble des industries									
Secteur des biens	4,7	3,5	1,2	2,8	2,5	0,4	7,1	6,2	1,0
Agriculture et autres industries primaires	4,3	3,2	--	2,7	2,3	--	6,7	5,8	--
Industries manufacturières	4,9	3,6	1,3	2,9	2,5	0,4	7,3	6,3	1,0
Biens durables	5,0	3,6	1,3	2,9	2,5	0,4	7,1	6,2	1,0
Biens non durables	4,9	3,6	1,3	3,0	2,6	0,4	7,5	6,5	1,0
Construction	4,3	3,1	1,1	2,8	2,4	0,4	6,9	5,9	1,0
Secteur des services	4,1	3,0	1,1	2,3	2,0	0,4	5,8	4,9	0,9
Transport, communications et autres services publics	4,8	3,7	1,1	3,0	2,6	0,4	7,4	6,5	0,9
Transport et autres services publics	5,3	4,1	1,2	3,4	3,0	0,4	8,4	7,4	1,0
Communications	3,4	2,5	--	1,9	1,6	--	4,8	4,1	--
Commerce	4,1	2,9	1,2	2,3	1,9	0,4	5,6	4,7	0,9
Commerce de gros	3,8	2,5	1,3	1,9	1,5	0,4	4,7	3,8	0,9
Commerce de détail	4,3	3,2	1,1	2,5	2,1	0,4	6,3	5,3	0,9
Finances, assurances et services immobiliers	3,5	2,3	--	1,6	1,3	--	4,1	3,2	--
Intermédiaires financiers et assurances	3,4	--	--	1,6	--	--	4,0	--	--
Services immobiliers et agences d'assurances	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Services	3,5	2,6	1,0	1,9	1,6	0,4	4,9	3,9	0,9
Services d'enseignement	3,7	2,8	--	2,1	1,8	--	5,2	4,4	--
Soins de santé et services sociaux	5,2	3,9	--	3,3	2,6	--	8,3	6,6	--
Services aux entreprises	2,9	1,9	--	1,2	0,9	--	2,9	2,3	--
Hébergement et restauration	2,7	--	--	1,6	--	--	4,0	--	--
Autres services	3,5	2,5	--	1,9	1,5	--	4,7	3,9	--
Administration publique	5,2	4,0	1,2	2,9	2,5	0,4	7,3	6,4	0,9
Services de l'administration fédérale	6,6	5,2	--	3,5	3,1	--	8,8	7,8	--
Services de l'administration provinciale	4,7	3,4	--	2,6	2,2	--	6,5	5,5	--
Services de l'administration locale	4,4	3,4	--	2,6	2,3	--	6,4	5,7	--
Profession									
Cols blancs	3,4	2,3	1,1	1,7	1,3	0,4	4,2	3,3	0,9
Direction et administration	3,1	2,0	1,1	1,5	1,2	0,4	3,8	2,9	0,9
Professionnels	3,5	2,3	1,1	1,6	1,2	0,4	4,1	3,1	1,0
Travail de bureau	4,5	3,4	--	2,5	2,2	--	6,3	5,5	--
Vente	3,2	2,2	--	1,6	1,3	--	4,0	3,2	--
Services	4,4	3,5	0,9	2,8	2,5	0,3	7,0	6,2	0,9
Cols bleus	5,2	4,0	1,2	3,3	2,9	0,4	8,2	7,2	1,0
Secteur primaire	4,5	3,5	--	2,8	2,5	--	7,1	6,2	--
Transformation, usinage et fabrication	5,4	4,1	1,4	3,2	2,8	0,4	8,1	7,1	1,0
Métiers de la construction	4,6	3,4	1,1	2,9	2,5	0,4	7,2	6,3	0,9
Exploitation des transports	5,3	4,4	--	3,7	3,4	--	9,4	8,4	--
Manutention et autres métiers	5,9	4,6	--	3,7	3,3	--	9,1	8,1	--
Âge									
15 à 19 ans	3,8	--	--	1,9	--	--	4,7	--	--
20 à 24 ans	3,5	2,5	1,0	1,8	1,5	0,3	4,4	3,6	0,8
25 à 34 ans	4,2	2,9	1,3	2,1	1,7	0,4	5,4	4,3	1,1
35 à 44 ans	4,4	3,3	1,2	2,5	2,2	0,4	6,4	5,4	0,9
45 à 54 ans	4,3	3,3	1,0	2,7	2,4	0,3	6,9	6,1	0,8
55 ans et plus	5,8	4,8	1,0	4,2	3,9	0,4	10,6	9,7	0,9

Tableau (suite)
Taux d'absence des travailleurs rémunérés à temps plein, selon l'industrie, la profession, l'âge, le sexe et la région, 1995

	Taux de fréquence			Taux d'inactivité			Jours perdus par travailleur dans l'année		
	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales
		%			%			jours	
Femmes	**7,8**	**4,2**	**3,6**	**5,3**	**2,7**	**2,6**	**13,3**	**6,7**	**6,6**
Ensemble des industries									
Secteur des biens	8,1	4,3	3,8	5,4	2,8	2,6	13,6	7,0	6,5
Agriculture et autres industries primaires	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Industries manufacturières	8,3	4,6	3,8	5,7	3,0	2,6	14,2	7,6	6,6
Biens durables	8,3	4,7	3,6	5,7	3,2	2,6	14,3	7,9	6,4
Biens non durables	8,3	4,5	3,8	5,6	3,0	2,7	14,1	7,4	6,6
Construction	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Secteur des services	7,7	4,1	3,6	5,3	2,6	2,6	13,2	6,6	6,6
Transport, communications et autres services publics	9,0	5,0	3,9	6,5	3,5	3,0	16,2	8,7	7,5
Transport et autres services publics	9,1	5,3	--	6,4	3,7	--	16,0	9,3	--
Communications	8,8	4,7	4,1	6,6	3,2	3,4	16,4	8,0	8,4
Commerce	7,3	3,5	3,8	5,1	2,3	2,8	12,8	5,7	7,0
Commerce de gros	7,7	3,2	4,5	5,4	2,0	3,4	13,4	5,0	8,4
Commerce de détail	7,2	3,6	3,5	5,0	2,4	2,6	12,6	6,0	6,6
Finances, assurances et services immobiliers	7,7	3,8	3,9	5,1	2,3	2,8	12,7	5,6	7,1
Intermédiaires financiers et assurances	7,8	4,0	3,9	5,3	2,4	2,9	13,2	5,9	7,3
Services immobiliers et agences d'assurances	7,1	--	--	4,3	--	--	10,9	--	--
Services	7,5	4,1	3,4	5,2	2,7	2,6	13,1	6,6	6,5
Services d'enseignement	6,6	3,6	3,0	4,6	2,2	2,3	11,4	5,6	5,8
Soins de santé et services sociaux	9,0	5,3	3,7	6,6	3,8	2,9	16,6	9,4	7,2
Services aux entreprises	7,0	2,9	4,1	4,2	1,4	2,8	10,6	3,6	7,0
Hébergement et restauration	6,6	3,3	3,3	5,0	2,3	2,7	12,5	5,7	6,8
Autres services	5,9	3,3	2,7	3,9	2,0	1,8	9,7	5,1	4,6
Administration publique	9,1	5,4	3,7	5,4	3,1	2,3	13,5	7,7	5,8
Services de l'administration fédérale	10,7	6,4	4,3	5,8	3,5	2,3	14,5	8,8	5,7
Services de l'administration provinciale	8,4	5,1	3,3	5,2	3,0	2,2	13,0	7,5	5,5
Services de l'administration locale	7,6	--	--	5,1	--	--	12,7	--	--
Profession									
Cols blancs	7,6	3,9	3,7	5,1	2,4	2,7	12,8	6,0	6,8
Direction et administration	6,9	3,3	3,6	4,3	1,9	2,5	10,8	4,6	6,2
Professionnels	8,4	4,5	3,9	6,0	2,9	3,0	14,9	7,4	7,5
Travail de bureau	7,7	4,0	3,7	5,0	2,4	2,6	12,6	6,0	6,6
Vente	6,9	3,3	3,6	4,7	2,1	2,6	11,7	5,2	6,5
Services	7,1	4,2	2,9	5,2	3,0	2,2	12,9	7,5	5,4
Cols bleus	9,4	5,7	3,8	6,8	4,2	2,7	17,1	10,4	6,7
Secteur primaire	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Transformation, usinage et fabrication	9,5	5,6	3,9	6,9	4,1	2,7	17,2	10,4	6,9
Métiers de la construction	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Exploitation des transports	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Manutention et autres métiers	9,5	5,8	--	6,9	4,0	--	17,3	10,1	--
Âge									
15 à 19 ans	--	--	--	--	--	--	--	--	--
20 à 24 ans	6,9	3,3	3,6	4,4	1,6	2,8	11,1	4,0	7,0
25 à 34 ans	10,9	3,9	7,0	8,0	2,3	5,7	20,0	5,7	14,3
35 à 44 ans	6,6	4,1	2,5	4,1	2,6	1,5	10,2	6,5	3,7
45 à 54 ans	5,7	4,5	1,2	3,7	3,3	0,5	9,3	8,1	1,2
55 ans et plus	7,4	6,3	--	5,5	5,0	--	13,8	12,5	--

Tableau (suite)

Taux d'absence des travailleurs rémunérés à temps plein, selon l'industrie, la profession, l'âge, le sexe et la région, 1995

	Taux de fréquence			Taux d'inactivité			Jours perdus par travailleur dans l'année		
	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales
		%			%			jours	
Ensemble des travailleurs	**5,8**	**3,6**	**2,2**	**3,7**	**2,4**	**1,3**	**9,1**	**5,9**	**3,2**
Ensemble des industries									
Secteur des biens	5,5	3,7	1,8	3,4	2,5	0,9	8,6	6,4	2,2
Agriculture et autres industries primaires	4,6	3,1	1,5	2,9	2,2	0,6	7,1	5,5	1,6
Industries manufacturières	5,9	3,9	2,0	3,6	2,7	1,0	9,1	6,7	2,5
Biens durables	5,6	3,8	1,8	3,4	2,6	0,8	8,4	6,5	1,9
Biens non durables	6,2	3,9	2,2	3,9	2,7	1,2	9,8	6,8	3,0
Construction	4,6	3,1	1,5	3,0	2,3	0,7	7,5	5,8	1,7
Secteur des services	5,9	3,6	2,3	3,7	2,3	1,5	9,4	5,7	3,7
Transport, communications et autres services publics	5,8	4,0	1,8	3,8	2,8	1,0	9,4	7,0	2,4
Transport et autres services publics	6,0	4,3	1,7	3,9	3,1	0,8	9,7	7,7	1,9
Communications	5,5	3,3	2,1	3,6	2,2	1,4	9,0	5,5	3,5
Commerce	5,4	3,2	2,2	3,3	2,0	1,3	8,4	5,1	3,2
Commerce de gros	4,9	2,7	2,2	2,8	1,7	1,2	7,1	4,1	3,0
Commerce de détail	5,6	3,4	2,2	3,6	2,3	1,4	9,0	5,6	3,4
Finances, assurances et services immobiliers	6,0	3,2	2,8	3,7	1,8	1,8	9,2	4,6	4,6
Intermédiaires financiers et assurances	6,3	3,4	2,9	3,9	1,9	2,0	9,7	4,8	4,9
Services immobiliers et agences d'assurances	5,3	--	--	3,0	--	--	7,4	--	--
Services	5,9	3,5	2,5	3,9	2,2	1,7	9,7	5,5	4,2
Services d'enseignement	5,4	3,3	2,1	3,5	2,0	1,5	8,8	5,1	3,7
Soins de santé et services sociaux	8,2	5,0	3,2	5,9	3,5	2,4	14,7	8,8	6,0
Services aux entreprises	4,8	2,4	2,5	2,6	1,2	1,4	6,4	2,9	3,5
Hébergement et restauration	4,9	2,7	2,2	3,5	1,8	1,7	8,7	4,5	4,2
Autres services	4,8	2,9	1,9	2,9	1,8	1,1	7,2	4,5	2,7
Administration publique	6,9	4,6	2,3	3,9	2,8	1,2	9,9	6,9	2,9
Services de l'administration fédérale	8,5	5,7	2,7	4,5	3,3	1,2	11,4	8,2	3,1
Services de l'administration provinciale	6,6	4,3	2,3	3,9	2,6	1,3	9,7	6,5	3,2
Services de l'administration locale	5,4	3,7	--	3,3	2,4	--	8,3	5,9	--
Profession									
Cols blancs	5,8	3,2	2,6	3,6	1,9	1,6	8,9	4,8	4,1
Direction et administration	4,8	2,6	2,2	2,7	1,5	1,3	6,8	3,7	3,1
Professionnels	6,1	3,5	2,6	3,9	2,1	1,8	9,7	5,3	4,4
Travail de bureau	7,0	3,9	3,1	4,5	2,4	2,1	11,2	5,9	5,3
Vente	4,8	2,7	2,1	2,9	1,6	1,3	7,2	4,0	3,2
Services	5,7	3,8	1,8	3,9	2,7	1,2	9,8	6,8	3,0
Cols bleus	5,8	4,2	1,6	3,8	3,1	0,7	9,4	7,6	1,7
Secteur primaire	4,8	3,5	--	3,0	2,5	--	7,6	6,2	--
Transformation, usinage et fabrication	6,2	4,3	1,9	3,9	3,1	0,8	9,8	7,7	2,1
Métiers de la construction	4,7	3,5	1,2	2,9	2,6	0,4	7,3	6,4	1,0
Exploitation des transports	5,8	4,6	1,1	4,1	3,6	0,5	10,2	9,0	1,3
Manutention et autres métiers	6,6	4,8	1,8	4,3	3,4	0,9	10,7	8,5	2,2
Âge									
15 à 19 ans	4,3	2,7	--	2,2	1,4	--	5,5	3,4	--
20 à 24 ans	5,0	2,9	2,1	2,9	1,5	1,4	7,2	3,8	3,4
25 à 34 ans	7,1	3,3	3,8	4,5	1,9	2,6	11,4	4,9	6,5
35 à 44 ans	5,4	3,6	1,7	3,2	2,3	0,8	7,9	5,9	2,1
45 à 54 ans	4,9	3,8	1,1	3,1	2,8	0,4	7,9	6,9	0,9
55 ans et plus	6,4	5,3	1,0	4,7	4,3	0,4	11,7	10,7	1,0

Tableau (fin)
Taux d'absence des travailleurs rémunérés à temps plein, selon l'industrie, la profession, l'âge, le sexe et la région, 1995

	Taux de fréquence			Taux d'inactivité			Jours perdus par travailleur dans l'année		
	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales
	%			%			jours		
Ensemble des travailleurs – fin									
Provinces									
Atlantique	5,6	3,7	1,8	3,5	2,5	1,0	8,8	6,3	2,6
Terre-Neuve	5,9	4,1	--	3,9	2,8	--	9,7	7,1	--
Île-du-Prince-Édouard	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Nouvelle-Écosse	5,8	3,9	2,0	3,7	2,6	1,0	9,1	6,6	2,6
Nouveau-Brunswick	5,1	3,4	--	3,1	2,2	--	7,9	5,5	--
Québec	6,4	4,0	2,4	4,2	2,8	1,5	10,6	6,9	3,7
Ontario	5,4	3,2	2,1	3,4	2,1	1,3	8,5	5,2	3,3
Prairies	5,8	3,6	2,3	3,3	2,1	1,2	8,3	5,3	3,0
Manitoba	6,8	4,3	2,5	3,8	2,5	1,3	9,5	6,4	3,1
Saskatchewan	6,0	3,6	2,5	3,4	2,1	1,3	8,6	5,3	3,3
Alberta	5,4	3,3	2,1	3,1	2,0	1,1	7,7	5,0	2,8
Colombie-Britannique	6,2	4,1	2,1	3,8	2,6	1,2	9,6	6,6	3,0

Source : Enquête sur la population active

Notes

1 Cette définition reflète le changement de classification dont la situation relative à l'emploi a fait l'objet en janvier 1996. Abstraction faite du nombre d'emplois cumulés, le nombre d'heures qu'une personne consacre à son emploi principal doit totaliser au moins 30 heures par semaine. La définition reproduite dans la publication de 1995 était légèrement différente. Pour obtenir des précisions sur les modifications apportées à l'EPA, voir Statistique Canada (1996).

2. Le questionnaire remanié de l'EPA, qui doit entrer en vigueur en 1997, permettra de subdiviser les obligations personnelles ou familiales en sous-catégories, comme les soins apportés à ses propres enfants, les soins apportés aux personnes âgées de la famille et les congés de maternité. Ces nouvelles catégories permettront d'extraire les congés de maternité du calcul des taux et seront très utiles pour analyser les données de l'EPA dans le but de faire l'estimation des taux d'absence du travail.

3 Pour obtenir de plus amples renseignements, voir Akyeampong (1988, 1992 et 1995).

Bibliographie

AKYEAMPONG, E.B. «S'absenter du travail» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 7, n° 1, Statistique Canada, Ottawa, Printemps 1995, p.14-19.

---. «L'absentéisme : une mise à jour» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 4, n° 1, Statistique Canada, Ottawa, Printemps 1992, p. 48-58.

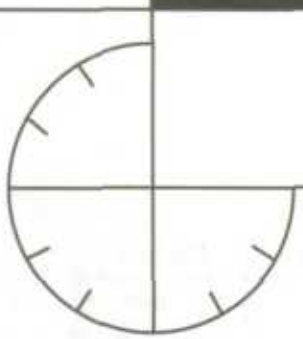
---. «Les absences du travail pour motifs personnels» dans *La population active*, n° 71-001-XPB au catalogue, vol. 44, n° 5, Statistique Canada, Ottawa, mai 1988, p. 87-121.

STATISTIQUE CANADA. *Moyennes annuelles de la population active*, 1995, n° 71-220-XPB au catalogue, Ottawa, 1996.

---. *Taux d'absence du travail, 1977 à 1994*, n° 71-535-MPB au catalogue, n° 7, Ottawa, 1995.

---. «Notes sur l'enquête» dans *La population active*, n° 71-001-XPB au catalogue, Ottawa.

temps PERDU



Statistique Canada vous offre ...

un outil indispensable pour les professionnels en relations de travail, les analystes en productivité et les chercheurs intéressés par les questions touchant la famille et le travail.

Taux d'absence du travail, 1977 à 1994

fait le point sur les tendances des absences dues à des raisons personnelles : maladie ou incapacité, responsabilités personnelles ou familiales.

TENDANCES

- ***À l'heure actuelle, les travailleurs à temps plein prennent davantage de congés pour des raisons personnelles qu'ils ne le faisaient il y a 20 ans.***
- ***En 1994, plus de 80 millions de jours de travail étaient perdus pour des raisons personnelles.***
- ***Le temps perdu pour maladie ou incapacité personnelle a chuté; le temps perdu pour des responsabilités personnelles ou familiales a augmenté.***

Une série chronologique de 18 années offre des renseignements sur les taux d'absence pour les hommes et les femmes selon une liste détaillée d'industries, selon les grands groupes de professions et selon quelques groupes d'âge. Les taux d'absence pour les 10 provinces sont aussi fournis de façon combinée pour les hommes et les femmes.

L'étude présente des estimations de la fréquence des absences (proportion de la population active absente durant chaque semaine), le taux d'inactivité, (proportion des heures de travail perdues à cause des absences) et le nombre moyen annuel de jours perdus par travailleur à temps plein.

BON DE COMMANDE

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

Lettres moulées

COMPOSEZ
1-800-267-6677
De l'extérieur du Canada, des États-Unis et dans la région d'Ottawa, composez le (613) 951-7277. Veuillez ne pas envoyer de confirmation.

TÉLÉCOPIEZ AU
1-800-889-9734
(613) 951-1584
Veuillez ne pas envoyer de confirmation.
Le bon télécopié tient lieu de commande originale.

INTERNET: order@statcan.ca

Compagnie _____

Service _____ À l'attention de _____

Adresse _____ Ville _____ Province _____

Code postal _____ Téléphone ( ) _____ Télécopieur ( ) _____

Veuillez vous assurer de remplir le bon **au complet**.

MODALITÉS DE PAIEMENT *(cochez une seule case)*

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

N° de carte _____

Signature _____ Date d'expiration _____

Détenteur de carte _____
(en lettres moulées s.v.p.)

☐ **Paiement inclus** _____ **$**

☐ **N° du bon de commande** _____

Signature de la personne autorisée _____

N° au catalogue	numéro	Titre	*Canada $	**États-Unis $ US	**Autres pays $ US	Quantité	Total $
71-535-MPB	94007	**Taux d'absence du travail, 1977 à 1994**	40 $	48 $ US	56 $ US		

Le chèque ou mandat-poste doit être établi à l'ordre du *Receveur général du Canada - Publications.*
*Les clients canadiens paient en dollars canadiens et ajoutent la TPS de 7 % et la TVP en vigueur.
TPS N° R121491807.
**Les clients à l'étranger paient le montant total en dollars US tirés sur une banque américaine.

MERCI DE VOTRE COMMANDE!

TPS* (7%)	
TVP en vigueur	
Total général	

PF 096055

Travailleurs âgés et santé

Susan Crompton

Les employeurs et les professionnels des ressources humaines s'intéressent de plus en plus au vieillissement de la main-d'oeuvre, car, entre autres raisons, la santé commence souvent à se détériorer avec l'âge. Cela peut se traduire simplement par quelques jours supplémentaires d'absence chaque année ou, chez certains travailleurs, par le passage d'un régime à temps plein à un régime à temps partiel. De plus, pour l'employeur qui offre un régime d'assurance-maladie, cela peut entraîner une hausse des primes rendue nécessaire par l'augmentation des réclamations.

Le présent article examine certains indicateurs de la santé afin de déterminer si l'état de santé des travailleurs âgés de 50 à 64 ans diffère beaucoup de celui des travailleurs dans la trentaine (voir *Définitions*). Nul parallèle ne sera toutefois fait entre la santé et les facteurs socioéconomiques, lesquels exercent une influence importante sur la santé; d'autres publications s'intéressent plus particulièrement à ces questions[1]. Les indicateurs sont examinés tour à tour pour les hommes et les femmes, car les profils de santé et les antécédents professionnels varient considérablement en fonction du sexe, surtout chez les personnes plus âgées. Enfin, puisque la plupart des hommes adultes travaillent à temps plein, seuls les hommes dont la semaine de travail comprenait 30 heures ou plus ont été retenus[2] (voir *Sources des données*).

Susan Crompton était au service de la Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages. Elle est présentement en affectation où on peut communiquer avec elle au (613) 951-0245.

Définitions

Travailleur : adulte âgé de 25 à 64 ans qui travaillait contre rémunération au moment de l'enquête. Les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) incluent les travailleurs autonomes ainsi que les personnes travaillant pour un tiers; les données de l'Enquête sociale générale (ESG) relatives aux régimes d'assurance-maladie à la charge de l'employeur ne concernent que les salariés.

Travailleur à temps plein : consacre au moins 30 heures à son emploi principal

Travailleur à temps partiel : consacre moins de 30 heures à son emploi principal

Travailleur plus âgé : 50 à 64 ans

Travailleur plus jeune : 30 à 39 ans

Affection chronique : affection diagnostiquée par un professionnel de la santé qui dure depuis au moins 6 mois ou est censée durer au moins 6 mois. Une personne peut avoir une ou plusieurs affections chroniques. On désigne aussi une affection comme étant un *problème chronique de santé*.

Blessure : blessure qui s'est produite dans les 12 mois ayant précédé la tenue de l'enquête et qui est suffisamment grave pour limiter les activités normales, par exemple, fracture, coupure ou brûlure grave, mal de dos, entorse, empoisonnement.

Dextérité : capacité d'utiliser les mains et les doigts, d'empoigner et de manipuler de petits objets comme un crayon ou des ciseaux. Elle est mesurée selon une échelle de 1 à 3, allant de «aucun problème» à «besoin d'aide».

Douleur ou inconfort : mesure dans laquelle la douleur ou l'inconfort peut limiter les activités quotidiennes; évalué(e) selon une échelle de 1 à 5, allant de «pas de douleur ni d'inconfort» à «douleurs qui empêchent la plupart des activités».

Élocution : capacité d'être parfaitement compris dans sa propre langue lors d'une conversation avec des étrangers qui parlent la même langue; elle est mesurée selon une échelle à deux valeurs : «aucun problème» ou «partiellement/totalement incompris».

Fonction cognitive : capacité de se souvenir de quelque chose, de penser clairement et de résoudre des problèmes quotidiens. Elle est évaluée selon une échelle de 1 à 5, allant de «aucun problème cognitif» à «grande difficulté à réfléchir ou à résoudre des problèmes; graves problèmes de mémoire».

Jours d'incapacité : nombre de jours au cours des deux semaines précédant l'enquête pendant lesquels une maladie ou une blessure a obligé un travailleur à s'aliter ou à réduire ses activités pour toute la journée ou presque.

Mobilité : capacité de marcher dans le quartier sans l'aide d'appareils, tels que prothèses, canne ou béquilles. Elle est mesurée en fonction d'une échelle de 1 à 4, allant de «aucun problème» à «incapable de marcher».

Visites chez le médecin : nombre de consultations chez un généraliste ou un spécialiste au cours des 12 mois précédant l'enquête. Aucune consultation correspond à «moins de trois visites».

Vue : capacité de voir; elle est mesurée selon une échelle de 1 à 5, dont «aucun problème», «problèmes corrigés par des verres» et «problèmes incurables et cécité».

Différence statistiquement significative : différence entre deux valeurs tirées d'échantillons, par exemple, l'incidence de l'arthrite dans deux groupes d'âge, suffisamment grande de telle sorte que la probabilité que les vraies valeurs observées au sein de la population soient différentes s'élève à 95 %.

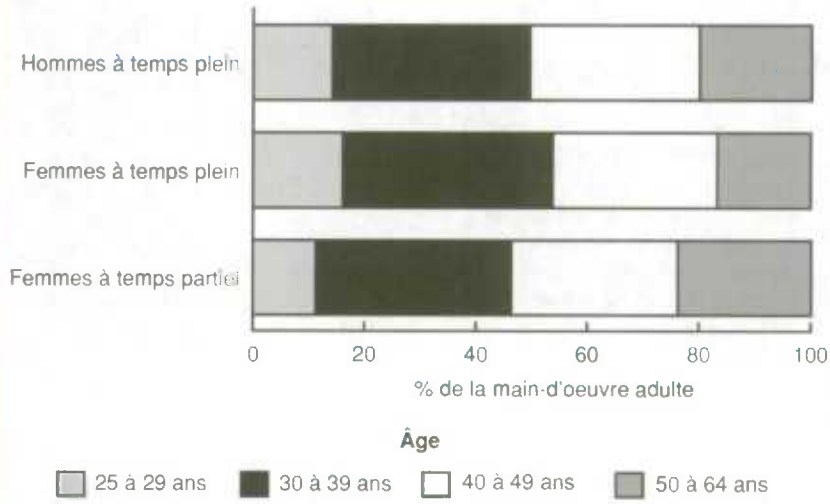
Quelques indicateurs de santé chez les hommes travaillant à temps plein

Sur les quelque six millions d'hommes adultes qui travaillaient à temps plein en 1994, le cinquième d'entre eux étaient âgés de 50 à 64 ans et plus du tiers, de 30 à 39 ans (graphique A). La plupart se déclaraient en bonne forme et le quart des hommes plus âgés estimaient que leur santé était excellente. Or, leur impression semble conforme à la réalité. Presque aucun homme âgé de 50 à 64 ans n'avait de problème d'élocution, de dextérité et de mobilité. Mais comparativement aux travailleurs dans la trentaine, les hommes plus âgés étaient nettement plus susceptibles de ne pas avoir une vision parfaite (79 % d'entre eux portaient des lunettes, comparativement à 26 % des hommes dans la trentaine). Sur le plan de l'ouïe, environ 6 % des hommes plus âgés éprouvaient de la difficulté à comprendre clairement, alors que les problèmes d'audition étaient pratiquement inexistants chez les travailleurs plus jeunes.

La perte apparente sur le plan de la fonction cognitive (capacité de se souvenir de quelque chose et de résoudre des problèmes) peut renforcer la croyance selon laquelle les facultés diminuent avec l'âge : 28 % des travailleurs âgés de 50 à 64 ans ont fait état de problèmes à cet égard. Toutefois, 26 % des hommes dans la trentaine avouaient également une tendance à oublier. La véritable question n'est donc pas la présence de problèmes, mais bien la gravité de ceux-ci. Dans les faits, les hommes plus âgés reconnaissaient simplement avoir des «oublis occasionnels» plus souvent que les travailleurs plus jeunes (21 % comparativement à 15 %).

La crainte de perdre ses facultés en vieillissant n'est peut-être pas fondée, mais les doléances concernant les douleurs, elles, le sont.

Graphique A
Les travailleurs dans la trentaine forment une main-d'oeuvre diversifiée.



Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994
Nota : La taille de l'échantillon des hommes travaillant à temps partiel était trop petite pour obtenir des estimations significatives.

Environ 16 % des travailleurs âgés de 50 à 64 ans souffrent de maux ou d'inconfort – comparativement à moins de 10 % chez les travailleurs dans la trentaine – et sont, par conséquent, plus susceptibles d'être incommodés dans leurs activités quotidiennes. Près des deux tiers des travailleurs plus âgés qui indiquaient ressentir des douleurs ou de l'inconfort reconnaissaient que ces douleurs les empêchaient de réaliser certaines de leurs activités normales[4]. En revanche, seulement la moitié des travailleurs plus jeunes souffrant de douleurs indiquaient que celles-ci limitaient leurs activités.

Les hommes âgés de 50 à 64 ans, même s'ils éprouvaient des douleurs plus importantes que les jeunes travailleurs, étaient moins susceptibles de s'absenter du travail ou d'autres activités pour se remettre d'une maladie ou d'une blessure. Dans les deux semaines précédant l'enquête, seulement 8 % d'entre eux, contre 14 % des travailleurs dans la trentaine, ont passé du temps au lit ou réduit leurs activités[5]. Cette différence peut être attribuable au fait que les hommes plus jeunes sont deux fois plus exposés aux blessures, soit 22 % contre 12 % pour les travailleurs ayant entre 50 et 64 ans. Environ la moitié des blessures rapportées par les deux catégories de travailleurs sont reliées au travail.

Problèmes chroniques de santé chez les travailleurs plus âgés

Il n'est pas étonnant de constater que les travailleurs âgés de 50 à 64 ans se plaignent plus souvent de maux et de douleurs, car environ 60 % d'entre eux ont déclaré souffrir d'au moins un problème chronique (graphique B). Les affections les plus courantes étaient les maux de dos (20 % des travailleurs plus âgés), ainsi que l'arthrite et les rhumatismes (14 %). Venaient ensuite

Sources des données

Les données présentées dans l'article sont tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1994; les données concernant les régimes d'assurance-maladie à la charge de l'employeur proviennent de l'Enquête sociale générale (ESG) de 1991 (voir *Régimes d'assurance-maladie à la charge de l'employeur*).

L'ENSP est une enquête longitudinale réalisée tous les deux ans depuis 1994. Elle fournit des données relatives à la santé de la population et aux facteurs qui agissent sur la santé. Elle comprend notamment des questions sur l'état de santé (perception de la santé, capacités fonctionnelles, problèmes chroniques et limite dans les activités)[3], sur le recours aux services de santé (visites chez le médecin, soins hospitaliers et consommation de médicaments), sur les facteurs de risque (tabac, alcool, activité physique) et, enfin, sur les caractéristiques démographiques et socioéconomiques. Dans l'enquête de 1994, on a consacré une attention particulière aux facteurs psychosociaux susceptibles de se répercuter sur la santé, notamment le stress, l'estime de soi et le soutien social.

L'échantillon de l'ENSP comptait près de 26 500 ménages répartis en quatre groupes. Chaque trimestre, on a recueilli de l'information sur l'un des groupes et ce, dans le but d'éliminer les variations saisonnières. Des données générales ont été recueillies auprès de tous les membres des ménages et, ensuite, une personne âgée d'au moins 12 ans a été choisie au hasard dans chaque ménage pour répondre à des questions plus approfondies au sujet de sa santé.

L'ESG est une enquête transversale annuelle qui a été réalisée pour la première fois en 1985. Elle comporte de nombreuses questions sociales et évalue les changements qui s'opèrent au fil du temps. Les deux volets de l'enquête renferment des questions à développement. Le «contenu de base», repris tous les cinq ans, examine l'un des cinq thèmes suivants : santé et soutien social, emploi du temps, risque personnel, instruction et travail, famille. Le «contenu variable» fournit des données portant sur des politiques ou des enjeux ponctuels, et n'est habituellement pas renouvelé d'une enquête à l'autre.

Le présent article s'appuie sur les résultats de l'ESG de 1991 portant sur la santé; ce volet de l'enquête examinait les variables habituelles de la santé de même que les régimes d'avantages sociaux offerts par les employeurs. (L'ENSP de 1996 fournira des données relatives aux régimes d'assurance-maladie à la charge de l'employeur.) L'échantillon de l'ESG, soit 11 900 ménages, a été réparti également sur les 12 mois de 1991 afin de contrôler les variations saisonnières. (Pour plus d'information concernant les variables relatives au travail des 11 premiers cycles de l'ESG, consulter Quoi de neuf ?, été 1996.)

les allergies, l'hypertension et le diabète. En revanche, 44 % des travailleurs dans la trentaine souffraient d'un problème chronique de santé, le plus souvent d'allergies (22 % de tous les travailleurs plus jeunes) et de problèmes de dos (13 %) (tableau 1).

Les travailleurs plus âgés avaient également tendance à consulter plus souvent le médecin. La majorité des hommes âgés de 50 à 64 ans (61 %) étaient allés chez le médecin moins de trois fois au cours de la dernière année, mais 23 % d'entre eux avaient consulté plus de cinq fois. Seulement 15 % des travailleurs masculins dans la trentaine avaient consulté un médecin plus de cinq fois dans les 12 mois ayant précédé l'enquête.

Consommation de médicaments chez les travailleurs plus âgés

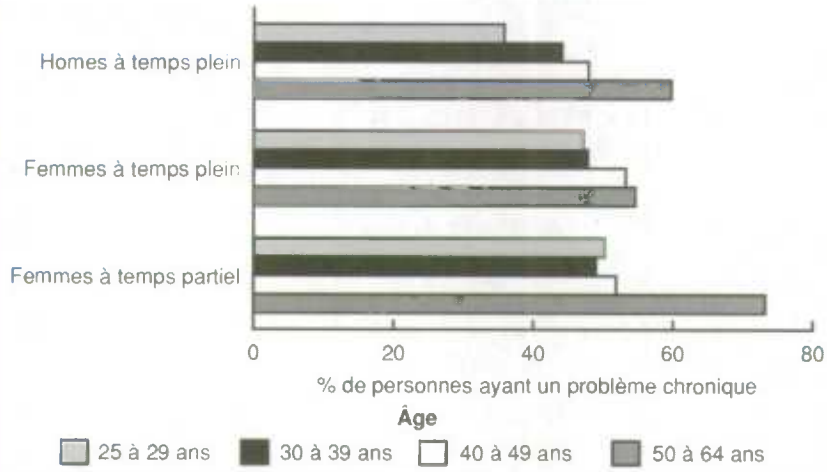
Plus souvent victimes de problèmes chroniques et de maux divers, les travailleurs plus âgés font une consommation plus importante de médicaments en vente libre et sur ordonnance. Bien que la plupart des travailleurs à temps plein, tous âges confondus, aient pris des médicaments dans le dernier mois, 41 % des travailleurs plus âgés, contre 26 % chez les plus jeunes, avaient pris des médicaments dans les deux derniers jours. Qui plus est, les hommes âgés de 50 à 64 ans étaient près de deux fois plus susceptibles d'avoir pris plus d'un médicament : parmi les travailleurs qui avaient pris des médicaments dans les deux derniers jours, 44 % des hommes plus âgés avaient pris au moins deux sortes de médicaments, contre moins du quart des travailleurs dans la trentaine.

Le médicament le plus souvent consommé par les travailleurs masculins au cours du mois ayant précédé l'enquête est l'analgésique (consommé par 52 % de tous les travailleurs âgés de 50 à 64 ans). Venaient ensuite les médicaments pour l'hypertension (12 %), le rhume ou la toux, l'estomac, les allergies (en vente libre) et, enfin, la pénicilline ou autres antibiotiques. Les travailleurs dans la trentaine étaient relativement plus nombreux à prendre des analgésiques que les travailleurs plus âgés, 62 % d'entre eux ayant pris un analgésique au moins une fois au cours du dernier mois. Ils consommaient en outre plus souvent des médicaments en vente libre comme des médicaments pour le rhume ou la toux ou encore pour les allergies (tableau 2).

Quelques indicateurs de santé chez les travailleuses

En 1994, un peu moins de 3,7 millions de femmes adultes travaillaient à temps plein au Canada; environ 17 % d'entre elles étaient âgées de 50 à 64 ans et 38 %, de 30 à 39 ans. Près de 1,2 million de femmes travaillaient moins de 30 heures par semaine; les femmes plus âgées, légèrement surreprésentées dans la main-d'oeuvre à

Graphique B
Les travailleurs plus âgés sont plus susceptibles d'avoir un problème chronique de santé *.



Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994
Nota : La taille de l'échantillon des hommes travaillant à temps partiel était trop petite pour obtenir des estimations significatives. Les réponses multiples étaient possibles dans le cadre de l'ENSP.
* *Voir* Définitions.

temps partiel, comptaient pour 24 % des travailleuses à temps partiel (graphique A). Comme la plupart des femmes occupent des postes à temps plein, notre analyse des indicateurs de santé porte principalement sur les travailleuses à temps plein. Les travailleuses plus âgées à temps plein et à temps partiel font l'objet de comparaisons seulement si les différences sont statistiquement significatives.

Les femmes plus âgées souffrent davantage de maux et de douleurs

La plupart des travailleuses à temps plein âgées de 50 à 64 ans se décrivent comme des personnes saines et 26 % d'entre elles considèrent leur santé comme étant excellente. Il n'est donc pas étonnant de constater que leurs facultés de base sont aussi bonnes que celles des femmes dans la trentaine. Presque aucune n'éprouvait de problèmes de mobilité, de dextérité, d'élocution ou d'ouïe. Quelque 84 % des femmes plus âgées portaient des lunettes, contre 37 % chez les plus jeunes. Environ le quart des travailleuses âgées et jeunes avouaient avoir des problèmes cognitifs. Toutefois, il s'agissait, pour la plupart, d'«oublis occasionnels» : 18 % chez les femmes plus âgées et 14 % chez les plus jeunes.

Les maux et les douleurs frappaient surtout les travailleuses à

Tableau 1
Fréquence de certains problèmes chroniques de santé selon le sexe, l'âge et le régime de travail

	Hommes			Femmes					
	Temps plein			Temps plein			Temps partiel		
	25 à 64 ans	30 à 39 ans	50 à 64 ans	25 à 64 ans	30 à 39 ans	50 à 64 ans	25 à 64 ans	30 à 39 ans	50 à 64 ans
					%				
Ayant un problème chronique de santé *	**47**	**44**	**60**	**50**	**48**	**55**	**56**	**49**	**73**
Allergies	18	22	13	23	25	19	23	22	24
Arthrite ou rhumatisme	6	4	14	8	5	18	12	--	33
Asthme	4	5	--	5	4	--	6	--	--
Maux de dos **	15	13	20	12	12	13	14	--	18
Diabète	2	--	6	--	--	--	--	--	--
Hypertension	5	--	13	5	--	11	7	--	20
Migraines	4	3	--	12	14	--	12	--	--
Sinusite	3	3	--	5	5	--	7	--	--

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994
Nota : La taille de l'échantillon des hommes travaillant à temps partiel était trop petite pour obtenir des estimations significatives. Les réponses multiples étaient possibles dans le cadre de l'ENSP.
* *Voir* Définitions.
** *Ne comprend pas l'arthrite.*

Régimes d'assurance-maladie à la charge de l'employeur

La plupart des travailleurs bénéficient d'un quelconque régime d'assurance-maladie à la charge de l'employeur. Un tel régime peut être à la charge complète de l'employeur ou celle-ci peut être partagée avec l'employé. Selon l'Enquête sociale générale de 1991, environ 84 % des hommes et 76 % des femmes travaillant à temps plein sont assurés en vertu d'un certain régime (à la charge de l'employeur) offrant une protection en matière de soins de santé, régime que l'on désigne aussi sous le vocable de régime additionnel ou complémentaire : remboursement des frais médicaux et chirurgicaux non assurés par le régime de santé provincial, assurance dentaire, assurance-invalidité ou rente de survivant, service de counselling, congés de maternité et de paternité, ou une combinaison de ces cinq avantages.

Les travailleurs à temps plein se caractérisaient par un état de santé équivalent, qu'ils soient ou non assurés par un régime complémentaire. Leurs facultés de base – ouïe, vue (y compris les problèmes corrigés par des lunettes), élocution, mobilité, dextérité et fonction cognitive – étaient bonnes. Environ un homme sur six souffrait de douleurs ou d'inconfort. Les hommes qui bénéficiaient d'un régime complémentaire mentionnaient plus souvent des problèmes chroniques de santé (57 % contre 55 % pour les hommes non assurés), tandis que ceux qui n'en avaient pas paraissaient plus vulnérables à l'arthrite, mais la différence n'était pas significative sur le plan statistique.

Les travailleuses à temps plein présentaient aussi de bonnes facultés de base, qu'elles occupent ou non un emploi assorti d'une assurance complémentaire. Bon nombre de femmes – 60 % de celles qui bénéficient ou non d'un régime d'assurance-maladie complémentaire – souffraient d'au moins un problème chronique. Les allergies, l'arthrite et les migraines ont été les affections les plus souvent mentionnées. Cependant, la différence entre les deux groupes n'était significative que pour les allergies. Parmi les travailleuses à temps partiel, celles qui ne bénéficiaient pas d'un régime complémentaire étaient plus susceptibles de souffrir de problèmes de santé (73 %) que celles qui étaient assurées (63 %). Elles étaient plus vulnérables aux allergies : 44 % d'entre elles ayant le rhume des foins ou d'autres formes d'allergies (parfois les deux).

Malheureusement, compte tenu de la petite taille de l'échantillon de travailleurs ne bénéficiant pas d'un régime à la charge de l'employeur, il est impossible d'obtenir des estimations significatives pour chaque groupe d'âge. Les résultats se rapportent donc à tous les travailleurs adultes âgés de 25 à 64 ans.

Régimes d'assurance-maladie à la charge de l'employeur chez les travailleurs âgés de 25 à 64 ans, selon certains problèmes chroniques de santé

	Hommes		Femmes			
	Temps plein		Temps plein		Temps partiel	
	Avec régime complémentaire	Sans régime complémentaire	Avec régime complémentaire	Sans régime complémentaire	Avec régime complémentaire	Sans régime complémentaire
	%					
Ayant un problème chronique de santé *	**57**	**55**	**60**	**60**	**63**	**73**
Hypertension	16	13	11	13	--	13
Maladie cardiovasculaire	3	--	3	--	--	--
Diabète	2	--	--	--	--	--
Arthrite	13	18	13	18	22	23
Asthme	5	--	4	--	--	--
Emphysème	4	--	6	7	--	--
Ulcères	4	--	4	--	--	--
Autres problèmes digestifs	6	8	6	--	--	10
Migraines	5	--	14	17	17	13
Désordres émotifs	3	--	4	7	--	--
Cholestérol	9	--	7	7	--	--
Rhume des foins ou autres allergies	28	26	42	32	37	44

Source : Enquête sociale générale, 1991

Nota : La taille de l'échantillon des hommes travaillant à temps partiel était trop petite pour obtenir des estimations significatives. Les réponses multiples étaient possibles dans le cadre de l'ENSP.

* *Voir* Définitions.

temps partiel âgées de 50 à 64 ans. Le quart d'entre elles ont fait état de douleurs ou d'inconfort, c'est-à-dire près de deux fois plus que les travailleuses à temps plein du même âge (13 %) et les travailleuses plus jeunes (15 %). Environ les deux tiers des femmes, tous âges confondus, se plaignant de douleurs reconnaissaient avoir de la difficulté à accomplir quelques tâches quotidiennes.

Une plus grande proportion de jeunes femmes passaient du temps au lit ou réduisaient davantage leurs activités en raison d'une maladie ou d'une blessure. Environ 15 % des travailleuses à temps plein dans la trentaine, contre seulement 10 % des travailleuses à temps plein âgées de 50 à 64 ans, avaient été indisposées dans les deux dernières semaines. Cependant, lorsque les travailleuses devaient s'absenter, la plupart, peu importe l'âge, s'absentaient pendant au moins trois jours.

Problèmes de santé plus fréquents chez les femmes plus âgées

Rien d'étonnant à ce que les femmes plus âgées soient plus susceptibles d'avoir des problèmes chroniques (graphique B). Moins de la moitié (48 %) des travailleuses à temps plein dans la trentaine ont fait état d'une affection chronique; parmi les femmes plus âgées, la proportion se chiffrait à 55 % chez les travailleuses à temps plein et à 73 % chez les travailleuses à temps partiel[6]. Les problèmes mentionnés le plus souvent par les travailleuses plus âgées, à temps plein comme à temps partiel, étaient l'arthrite ou les rhumatismes et les allergies. Suivaient les problèmes de dos attribuables à des causes autres que l'arthrite, l'hypertension et les migraines. Chez les femmes plus âgées, les travailleuses à temps partiel étaient relativement plus nombreuses à souffrir d'arthrite et d'hypertension que les travailleuses à temps plein. D'autre part, les travailleuses à temps plein dans la trentaine se plaignaient surtout d'allergies, de migraines et de maux de dos (tableau 1).

Les femmes âgées de 50 à 64 ans travaillant à temps plein ne présentaient pas un état de santé aussi bon que celui des plus jeunes, mais elles n'allaient pas plus souvent chez le médecin : 27 % des femmes plus âgées et 32 % des femmes plus jeunes avaient consulté un médecin plus de cinq fois dans les 12 derniers mois.

Plus de quatre travailleuses sur cinq tous âges confondus ont pris des médicaments sur ordonnance ou en vente libre dans le mois précédent l'enquête. Mais les femmes plus âgées étaient nettement plus susceptibles d'avoir pris des médicaments dans les deux derniers jours, soit 65 % des travailleuses à temps partiel et 57 % des travailleuses à temps plein, contre 42 %

Tableau 2
Médicaments les plus souvent consommés au cours du mois précédant l'enquête, selon le sexe, l'âge et le régime de travail

	Hommes			Femmes					
	Temps plein			Temps plein			Temps partiel		
	25 à 64 ans	30 à 39 ans	50 à 64 ans	25 à 64 ans	30 à 39 ans	50 à 64 ans	25 à 64 ans	30 à 39 ans	50 à 64 ans
	%								
Médicaments pour les allergies (en vente libre)	10	12	6	13	11	14	13	--	--
Codéine, Demerol	4	5	--	5	4	--	4	--	--
Médicaments pour le rhume ou la toux	15	18	11	15	16	9	15	14	--
Médicaments pour l'hypertension	4	--	12	4	--	10	5	--	16
Analgésiques	58	62	52	69	72	62	71	72	62
Pénicilline ou autres antibiotiques	7	7	6	11	11	8	9	--	--
Médicaments pour les maux d'estomac	8	7	8	7	6	9	10	--	--
Médicaments liés à l'hormonothérapie substitutive	...	...	...	8	--	28	10	--	24
Contraceptifs oraux	...	...	...	13	15	-	10	--	-

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, 1994
Nota : La taille de l'échantillon des hommes travaillant à temps partiel était trop petite pour obtenir des estimations significatives. Les réponses multiples étaient possibles dans le cadre de l'ENSP.

des travailleuses à temps plein dans la trentaine. Par ailleurs, plus de la moitié des femmes plus âgées ayant récemment pris des médicaments en avaient pris plus d'une sorte; parmi les travailleuses dans la trentaine, moins du tiers avait pris deux médicaments ou plus.

Au cours du dernier mois, 62 % des travailleuses à temps plein et à temps partiel âgées de 50 à 64 ans avaient pris des analgésiques, le médicament le plus courant. Venaient ensuite les médicaments reliés à l'hormonothérapie substitutive, les médicaments pour les allergies (en vente libre), l'hypertension, et le rhume ou la toux. Aucune différence significative n'a été observée entre les travailleuses plus âgées à temps plein et à temps partiel, sauf en ce qui concerne les médicaments pour l'hypertension : 16 % des femmes plus âgées qui travaillaient à temps partiel avaient pris de tels médicaments dans le dernier mois, contre seulement 10 % des femmes du même âge travaillant à temps plein. Les travailleuses dans la trentaine prenaient, elles aussi, plus d'analgésiques que tout autre médicament; 72 % en avaient pris au moins une fois dans le dernier mois. Les remèdes contre la toux et le rhume, les contraceptifs oraux, la pénicilline ou autres antibiotiques et les médicaments pour allergies en vente libre figuraient parmi les autres médicaments fréquemment consommés par les jeunes femmes occupant des emplois à temps plein (tableau 2).

Résumé

Dans l'ensemble, il semble que les travailleurs canadiens vieillissent bien. Les hommes et les femmes âgés de 50 à 64 ans maîtrisent autant leurs facultés – ouïe, mémoire, capacité de résolution de problèmes, dextérité, mobilité – que les hommes et femmes dans la trentaine. Ils souffrent davantage de maux ou d'inconfort que les plus jeunes, et sont plus susceptibles de souffrir de problèmes chroniques. Mais même les plus répandues des affections chroniques – les maux de dos, l'arthrite, les allergies et l'hypertention – ne touchent qu'environ moins d'une personne sur cinq parmi les travailleurs âgés.

Au premier coup d'oeil, les femmes semblent en meilleure forme que les hommes : les travailleuses à temps plein plus âgées sont moins susceptibles de souffrir de divers problèmes chroniques que les travailleurs du même groupe d'âge. Par contre, beaucoup de femmes plus âgées travaillent à temps partiel parce qu'elles sont malades ou qu'elles ont une santé fragile. Aussi semble-t-il indiqué de conclure que les hommes âgés de 50 à 64 ans ne sont pas en moins bonne santé que les femmes du même âge, mais ils continuent simplement de travailler à temps plein même si leur santé laisse à désirer. □

Notes

1 Voir, par exemple, Roberge, Berthelot et Wolfson (1995) et Geran (1992).

2 Chez les hommes, les échantillons de travailleurs à temps partiel sont souvent si petits qu'il est impossible d'en publier les chiffres.

3 Certains lecteurs remarqueront sans doute que les estimations tirées de l'ENSP et de l'ESG diffèrent légèrement de celles tirées de l'Enquête sur la santé et les limitations d'activités (ESLA) de 1991. Ces écarts sont attribuables à l'objet même des enquêtes : l'ESLA visait à recueillir des données sur les incapacités et utilisait à cet égard différents critères pour évaluer les incapacités, tandis que l'ENSP et l'ESG ne cherchaient qu'à recueillir des informations sur la santé en général. Par exemple, on trouve dans l'ESLA une série de questions sur les déplacements physiques qui permettent de classer le répondant selon une échelle précise d'handicap moteur – capacité de marcher deux ou trois pâtés de maisons, de monter et de descendre les escaliers, d'aller d'une pièce à une autre, de se tenir debout. En revanche, l'ENSP ne demande que si le sujet peut marcher dans son quartier sans l'aide de béquilles, de prothèses ou d'autres appareils semblables.

4 Les données portant sur les «activités normales» englobent le travail aussi bien que d'autres activités. L'ENSP ne fait pas de distinction entre l'absentéisme au travail et l'incapacité d'accomplir d'autres activités.

5 On peut vaguement comparer ces résultats à ceux de l'Enquête sur la population active (EPA), qui indiquent que les travailleurs plus âgés sont plus susceptibles de s'absenter du travail à cause d'une maladie ou d'une incapacité. Par exemple, en 1994, près de 5 % des hommes travaillant à temps plein âgés de 55 ans et plus ont été absents du travail dans une semaine donnée et ont perdu en moyenne 9,7 jours de travail au cours de l'année. En revanche, seulement 3,2 % des travailleurs à temps plein âgés de 35 à 44 ans ont été absents au cours d'une semaine normale, et n'ont accumulé en moyenne que 5,5 jours d'absence durant l'année. L'EPA et l'ENSP parviennent à des conclusions différentes : l'ENSP ajoute les jours où des activités sont réduites pendant toute la journée ou la majeure partie de celle-ci aux jours passés au lit à cause d'une maladie ou d'une blessure, encore une fois pendant toute la journée ou la majeure partie de celle-ci. Enfin, l'ENSP ne fait pas de distinction entre le travail et d'autres types d'activités, et porte sur une période de deux semaines plutôt que sur 12 mois.

6 L'incidence élevée de problèmes chroniques chez les travailleuses à temps partiel âgées de 50 à 64 ans est à prévoir, du fait qu'un grand nombre de femmes plus âgées travaillent à temps partiel à cause d'une maladie ou d'une santé fragile (Logan, 1994).

Documents consultés

GERAN, L. «Le stress au travail» dans *Tendances sociales canadiennes*, n° 11-008-XPF au catalogue, n° 26, Statistique Canada, Ottawa, Automne 1992, p. 14-17.

LOGAN, R. «Le travail à temps partiel "par choix"» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 6, n° 3, Statistique Canada, Ottawa, Automne 1994, p. 22-29.

ROBERGE, R., J.-M. BERTHELOT et M. WOLFSON. «Inégalités dans les domaines socioéconomique et de la santé» dans *Tendances sociales canadiennes*, n° 11-008-XPF au catalogue, n° 37, Statistique Canada, Ottawa, Été 1995, p. 15-19.

STATISTIQUE CANADA. *Taux d'absence du travail, 1977 à 1994*, n° 71-535-MPB, n° 7 au catalogue, Ottawa, 1995.

«Faites vos jeux!»

Katherine Marshall

Au cours des 10 dernières années, les jeux de hasard réglementés par le gouvernement sont devenus monnaie courante au Canada. Depuis 1989, cinq provinces ont ouvert leurs propres casinos. Dans les dépanneurs, les symboles des différentes loteries attirent le regard, et plus de 35 000 détaillants au pays vendent des billets de loterie d'État. Les sociétés de loterie provinciales et régionales ont réalisé des ventes brutes de billets de loterie totalisant plus de 5 milliards de dollars au cours de l'exercice 1994-1995.

Le gouvernement semble avoir misé gagnant : cette florissante industrie crée des emplois et génère des bénéfices. Le présent article fait un survol de l'évolution des jeux de hasard légaux au Canada et examine la croissance de l'emploi dans cette industrie ainsi que les caractéristiques de ces emplois et des travailleurs qui les occupent. Il est en outre question des ménages qui s'adonnent à ces jeux ainsi que de la croissance des recettes nettes tirées des jeux de hasard réglementés par le gouvernement (voir *Définitions*).

Les jeux de hasard légaux existent depuis plus de 25 ans

En 1969, le *Code criminel* a été révisé afin de permettre aux gouvernements fédéral et provinciaux de réglementer et de conduire différents projets de loterie; pour leur part, les organismes de charité ont été autorisés à exercer ce genre d'activités, mais selon un éventail plus restreint, et à en tirer profit. À part les courses de chevaux (voir bingos, les loteries et les casinos. Les courses de chevaux ne sont pas comprises car elles sont classées comme des sports de spectacle commerciaux.

Katherine Marshall est au service de la Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages. On peut communiquer avec elle au (613) 951-6890.

Définitions

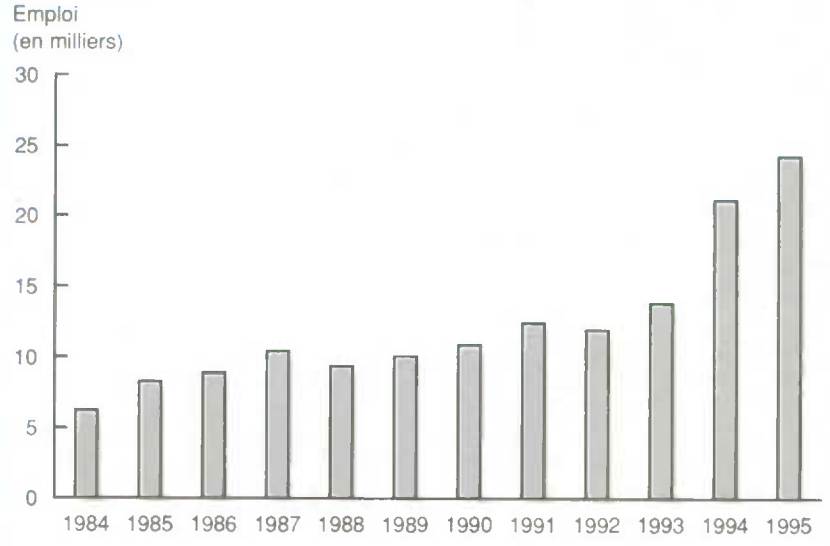
Temps plein et temps partiel : L'Enquête sur la population active considère comme à temps plein toute personne qui consacre habituellement au moins 30 heures par semaine à son emploi principal ou au seul emploi qu'elle occupe. Celle qui en revanche consacre moins de 30 heures par semaine à son emploi principal ou au seul emploi qu'elle occupe travaille à temps partiel. Dans l'Enquête sur les finances des consommateurs, régimes à temps plein et à temps partiel sont déterminés en considérant l'ensemble des emplois d'un répondant ainsi que ses déclarations précisant si les emplois ont été occupés principalement à temps plein ou à temps partiel.

Établissement de jeu : Tout établissement qui sert principalement à des activités de jeu légales, comme les

Recettes de jeu : Ensemble des recettes nettes provenant des loteries, casinos et appareils de loterie vidéo (ALV) provinciaux et territoriaux; les recettes de jeu provenant d'organismes de charité et de réserves indiennes sont exclues. Les recettes nettes sont égales aux dépenses de consommation totales en jeux de hasard, moins les prix et les lots.

Appareil de loterie vidéo (ALV) : Jeu de hasard électronique autonome. Les lots sont payés par un système d'encaissement informatisé (contrairement aux lots instantanés en argent obtenus des machines à sous dans les casinos).

Graphique A
L'emploi associé aux jeux de hasard * est en hausse.



Source : Enquête sur la population active
* *Ne comprend pas les courses de chevaux (voir* Définitions*).*

Courses de chevaux) et les types de loterie susmentionnés, les jeux de hasard sont illégaux au Canada.

La première loterie nationale a contribué au financement des Jeux olympiques de 1976. En 1979, le gouvernement fédéral, par l'entremise de Loto Canada Inc., a cessé ses activités de vente de billets de loterie, cédant par le fait même aux provinces le contrôle exclusif des jeux de hasard. Depuis, les provinces règlementent cette activité et accordent des permis à cet égard, conformément aux dispositions du *Code criminel*.

L'emploi a quadruplé en 10 ans

En 1995, l'industrie des jeux de hasard[3] employait 24 000 personnes, par rapport à seulement 6 000 en 1984 (graphique A). La poussée de l'emploi en 1994, puis en 1995, tient en grande partie au nombre croissant de casinos de plus en plus vastes que gère l'État[4].

Les jeux de hasard stimulent indirectement l'emploi dans d'autres industries : les casinos ont besoin de biens et de services tels que la restauration, le matériel et les fournitures nécessaires aux jeux, la publicité et le nettoyage. L'économie locale en profite par le biais du tourisme : le plus grand casino au Canada, celui de Windsor, signale que 80 % de ses clients sont des touristes, dont 82 % sont Américains. En outre, la plupart des provinces versent des millions de dollars en profits générés par les loteries à des hôpitaux, des organismes d'entraide bénévole, des programmes sportifs, récréatifs et culturels, ce qui entraîne la création d'autres emplois.

Prédominance de jeunes, de femmes et de travailleurs à temps partiel

En comparaison avec d'autres industries, les jeux de hasard emploient une proportion supérieure à la moyenne de femmes et de jeunes (tableau 1). En 1995, 56 % des travailleurs associés aux jeux de hasard étaient des femmes, lesquelles ne constituaient par ailleurs que 45 % des effectifs dans d'autres industries; de même, 6 employés sur 10 étaient âgés de moins de 35 ans.

Les travailleurs liés aux jeux de hasard étaient pour peu moins susceptibles de détenir un certificat ou un diplôme d'études postsecondaires : 41 % d'entre eux avaient atteint ce niveau, comparativement à 49 % des employés dans d'autres industries. Certains établissements d'enseignement commencent d'ailleurs à offrir une formation spéciale aux travailleurs des casinos. Ainsi, afin de répondre aux besoins du casino local, le St. Clair College de Windsor offre un certificat de croupier et de réparateur de machines à sous.

La plupart des emplois liés aux jeux de hasard se répartissent en deux principaux groupes de professions : les professionnels des domaines artistique, littéraire ou récréatif (38 %) et les employés de bureau (27 %). À l'intérieur de ces deux grands groupes, près de la moitié des emplois se concentrent dans deux catégories précises : les travailleurs assimilés des sports et loisirs (28 %), et les caissiers (16 %).

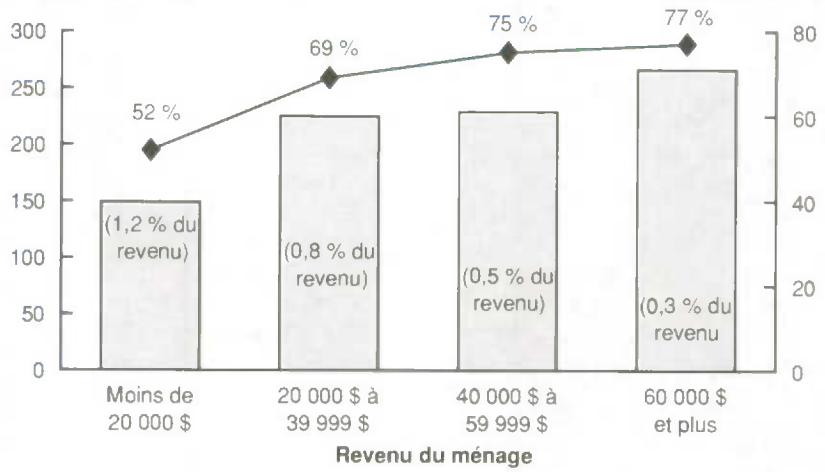
Tableau 1
Caractéristiques des travailleurs et des emplois dans les jeux de hasard et autres industries, 1995

	Jeux de hasard	Autres industries
	%	
Sexe		
Hommes	44	55
Femmes	56	45
Âge		
15 à 34 ans	59	42
35 ans et plus	41	58
Éducation		
Diplôme d'études secondaires ou moins *	59	51
Certificat ou diplôme d'études postsecondaires	41	49
Profession		
Domaines artistique, littéraire ou récréatif	38	2
Employés de bureau	27	15
Toutes les autres professions	35	83
Régime de travail		
Temps plein **	69	81
Temps partiel **	31	19
	$	
Traitements et salaires moyens (1994)		
Temps plein †	29 000	33 300
Temps partiel †	8 000	9 300

Sources : Enquête sur la population active et Enquête sur les finances des consommateurs
* *Peut comprendre les études postsecondaires non terminées.*
** *Situation d'emploi d'après l'Enquête sur la population active (voir* Définitions*).*
† *Situation d'emploi d'après l'Enquête sur les finances des consommateurs (voir* Définitions*).*

Près du tiers des travailleurs dans le domaine des jeux de hasard ont un emploi à temps partiel, comme c'est le cas de seulement 19 % des employés d'autres industries. En moyenne, l'emploi dans les jeux de hasard, à temps plein comme à temps partiel, est moins rémunérateur qu'il ne l'est dans d'autres industries. Le salaire médian (29 000 $) pour un emploi à temps plein dans les jeux de hasard en 1994 était de 4 300 $ inférieur au salaire médian dans d'autres industries (33 300 $). Les travailleurs à temps partiel associés aux jeux de hasard gagnaient en moyenne 1 300 $ de moins que les employés à temps partiel des autres industries : 8 000 $, contre 9 300 $. Cet écart salarial tient en partie au plus jeune âge des travailleurs de ce domaine, lesquels ont en outre un plus faible niveau d'instruction que les employés d'autres industries.

Graphique B
L'achat de billets de loterie est lié au revenu du ménage.



Source : Enquête sur les dépenses des familles, 1992
Nota : Les barres représentent les montants moyens dépensés. Les nombres à l'intérieur des barres ombragées représentent les dépenses annuelles en pourcentage du revenu total du ménage.

Qui joue à la loterie?

En 1992, 69 % des ménages canadiens ont acheté des billets d'une loterie d'État et dépensé à cet égard en moyenne 225 $[5]. Les ménages à revenu élevé ont acheté plus de billets de loterie que les ménages à plus faible revenu, mais le montant dépensé représente un moins fort pourcentage de leur revenu total. En 1992, seulement la moitié des ménages (52 %) dont le revenu était inférieur à 20 000 $ ont acheté des billets de loterie, y consacrant en moyenne 149 $ pour l'année, ou 1,2 % de leur revenu moyen (graphique B). Par contre, les trois quarts (77 %) des ménages dont le revenu était supérieur à 60 000 $ ont acheté des billets de loterie cette année-là, achats auxquels ils ont consacré en moyenne 266 $, ou 0,3 % de leur revenu.

Les recettes des jeux de hasard ont plus que triplé en 10 ans

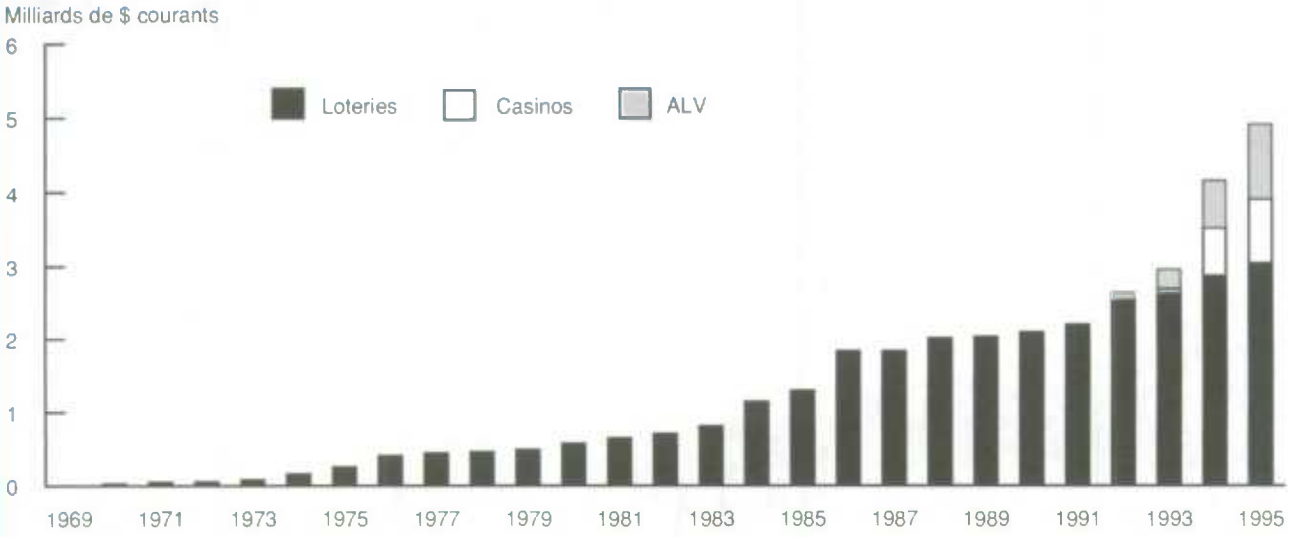
Tandis que les provinces paient un droit[6] fixe au gouvernement fédéral pour l'exploitation des jeux de hasard, les recettes nettes provenant des loteries, des casinos et des appareils de loterie vidéo (ALV) n'ont cessé d'augmenter depuis 1970, et ce à un rythme encore plus considérable au cours de la dernière décennie. Les recettes nettes ont atteint 1,3 milliard de dollars en 1985, et ont plus que triplé de 1985 à 1994. En 1995, les recettes nettes équivalaient à près de quatre fois ce qu'elles étaient en 1985 (graphique C). En 1985, les recettes des jeux de hasard représentaient 1,7 % de l'ensemble des revenus des provinces tirés des impôts et des placements; en 1995, cette proportion est passée à 3,8 %.

Jusqu'en 1991, les recettes des jeux de hasard régis par le gouvernement provenaient exclusivement des loteries. En 1992, les ALV représentaient 3 % du total, et les loteries, 97 %. Même si les recettes des loteries augmentent année après année et qu'elles constituent toujours la majeure partie des recettes des jeux de hasard, leur proportion est en baisse : en 1995, les loteries représentaient 62 % du total, les casinos, 18 % et les ALV, 20 %.

Les sources de recettes varient selon les provinces

Au début des années 90, plusieurs provinces avaient commencé à exploiter des casinos et des ALV (tableau 2). En 1993, l'Île-du-Prince-Édouard, la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick, le Manitoba, la Saskatchewan et l'Alberta ne tiraient plus des loteries la majeure partie de leurs recettes nettes des jeux de hasard. Le Manitoba, alors seule province à offrir les trois sortes de jeux de hasard (loteries, casinos et ALV), ne tirait des loteries que 24 % de ses recettes de jeu. Depuis 1996, la Nouvelle-Écosse, le Québec, l'Ontario et la Saskatchewan autorisent elles aussi les trois sortes de jeux de hasard.

Graphique C
Les recettes nettes * tirées des jeux de hasard régis par l'État ont atteint presque 5 milliards de dollars en 1995.



Source : Comptes nationaux
* *Ensemble des recettes provenant des loteries, casinos et appareils de loterie vidéo (ALV), moins les prix et les lots.*

En 1994, les recettes tirées des jeux de hasard représentaient au moins 4,1 % du total des revenus de chacune des provinces de l'Atlantique. Mis à part le Manitoba (4,2 %) et l'Alberta (3,8 %), la part des recettes de jeu dans les revenus des autres administrations du pays était nettement moins élevée, laquelle variait entre 1,7 % au Yukon et dans les Territoires du Nord-Ouest et 3,1 % tant en Ontario

Tableau 2
Répartition des recettes nettes tirées des jeux de hasard selon la source, ainsi que selon le pourcentage des recettes totales par province

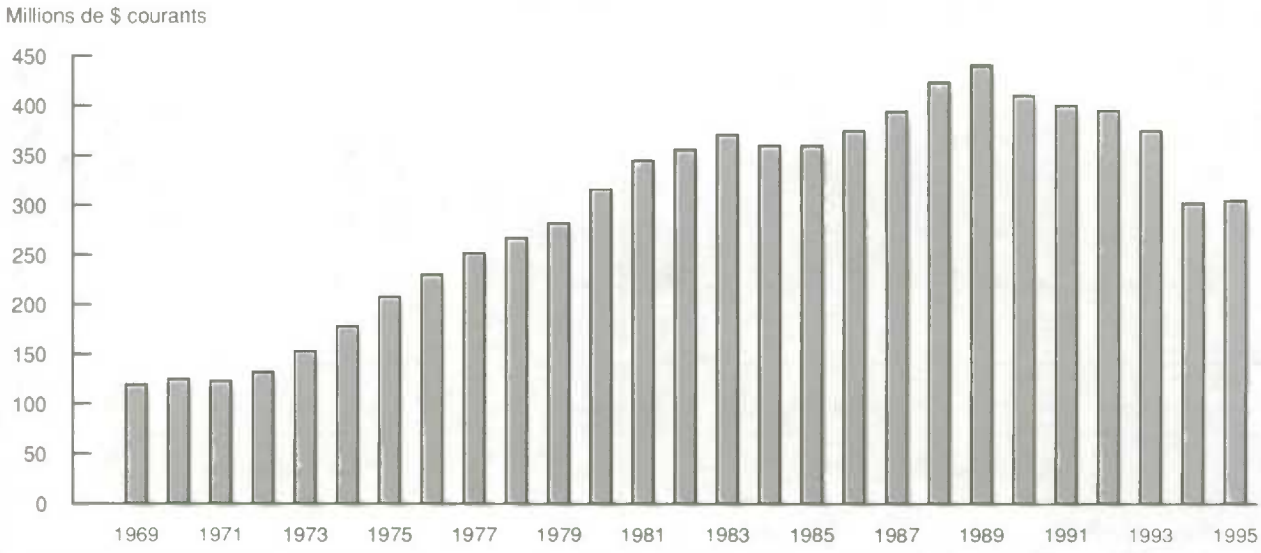
		Source des recettes de jeu, 1993-1994		
	En % du revenu total de 1994 *	Loteries provinciales	Casinos	Appareils de loterie vidéo (ALV)
			%	
Terre-Neuve	4,1	55	Interdits	45
Île-du-Prince-Édouard	5,4	41	Interdits	59
Nouvelle-Écosse	5,6	43	Autorisés en 1995	57
Nouveau-Brunswick	4,8	47	Interdits	53
Québec	3,1	88	12 **	Autorisés en 1994
Ontario	3,1	100	Autorisés en 1994	Autorisés en 1996
Manitoba	4,2	24	32	43
Saskatchewan	2,9	38	Autorisés en 1996	62
Alberta	3,8	41	Interdits	59
Colombie-Britannique	2,1	100	Interdits	Interdits
Yukon et Territoires du Nord-Ouest	1,7	100	Interdits	Interdits

Sources : Comptes nationaux et Affaires indiennes et du Nord Canada
* *Comprend tous les impôts et revenus de placements, mais exclut les paiements de transfert d'autres gouvernements.*
** *Représente six mois de l'exercice 1993-1994.*

Courses de chevaux

Outre les loteries et les casinos régis par le gouvernement et les organismes de charité, les courses de chevaux représentent le seul jeu de hasard légal[1] au Canada. Selon certains, cette forme de jeu également régie par l'État périclite depuis plusieurs années à cause de la popularité croissante des loteries et des casinos. Les recettes nettes provenant des courses de chevaux illustrent bien ce déclin: depuis le sommet de 440 millions de dollars atteint en 1989, elles ont atteint 305 millions de dollars en 1995. L'assistance dans les hippodromes était de 11,6 millions de personnes en 1989, comparativement à 9,8 millions en 1993[2].

Les recettes nettes * tirées des courses de chevaux n'ont cessé de décroître depuis 1989.



Source : Comptes nationaux

* *Désigne les recettes totales tirées des courses de chevaux là où ces dernières ont lieu ainsi que dans les sites de retransmission, moins les prix et les lots.*

qu'au Québec. La part des revenus provinciaux liée aux jeux de hasard était nettement inférieure dans les provinces où on ne trouvait aucun ALV.

Conclusion

Les sociétés de loterie provinciales et régionales font valoir que les jeux de hasard, particulièrement la loterie, représentent une forme relativement bon marché de plaisir et de divertissement pour les adultes canadiens. Les recettes nettes des jeux de hasard frôlant les 5 milliards de dollars, il n'est pas étonnant que les provinces investissent toujours plus dans de nouveaux jeux, notamment des casinos et des ALV : elles estiment avoir tous les atouts en main pour créer d'autres emplois et augmenter encore leurs revenus. □

Notes

1 En 1867, le Canada nouvellement institué en tant que nation a adopté les lois britanniques qui prévalaient alors, dont une qui considérait tous les jeux de hasard comme des activités criminelles. En 1886, le Parlement a amendé cette loi afin de permettre les paris lors de courses de chevaux.

2 Depuis leur légalisation en 1989, les sites de retransmission reconnus gagnent en popularité; par conséquent, depuis 1994, l'Agence canadienne du pari mutuel n'enregistre plus le nombre de spectateurs aux hippodromes. Sauf indication contraire, toutes les dates ont trait à l'année civile.

3 Emplois dans des établissements qui servent principalement aux activités de jeux de hasard. Par exemple, le serveur de bar dans un casino entre dans la catégorie de l'industrie des jeux de hasard. Par contre, la personne qui vend des billets de loterie dans un kiosque ou un dépanneur se classe dans la catégorie des services ou du commerce de détail. Certains emplois, notamment les postes rémunérés dans les établissements de bingo, peuvent être associés à des jeux de hasard tenus pour venir en aide à des oeuvres de charité.

L'emploi dans l'industrie des jeux de hasard est sous-estimé car l'EPA ne tient pas compte des réserves indiennes. En vertu d'ententes provinciales/territoriales, de nom-

breuses réserves contrôlent et dirigent des activités de jeux de hasard comme des loteries, des casinos et des appareils de loterie vidéo (ALV).

4 Le casino de Montréal, ouvert en octobre 1993, compte 1 860 employés; le casino de Windsor, ouvert en mai 1994, en a 2 400.

5 Les répondants ne déclarent qu'une partie des sommes consacrées aux loteries d'État. En outre, vu que les casinos et les ALV sont des phénomènes récents, l'Enquête sur les dépenses des familles de 1992 ne comportait pas de catégories pour ces dépenses.

6 L'entente stipule que les provinces doivent conjointement payer au gouvernement fédéral l'équivalent de 24 millions de dollars, en dollars de 1979, à chaque année.

Documents consultés

AGRICULTURE CANADA, Division des hippodromes. *Revue annuelle* [1989, 1990, 1991 et 1992], Approvisionnements et Services, Ottawa, 1990, 1991, 1992 et 1993.

AGRICULTURE ET AGROALIMENTAIRE CANADA, Agence canadienne du pari mutuel. *Rapport annuel* [1993 et 1994], Approvisionnements et Services, Ottawa, 1994 et 1995.

BRITISH COLUMBIA LOTTERY CORPORATION. *Annual Report 1994*, Kamloops, 1994.

KIEDROWSKI, J. *Le jeu légalisé au Canada : Aperçu*, rapport préparé pour la Direction de la recherche et de l'analyse, ministère des Affaires indiennes et du Nord Canada (AINC), mis à jour par Hickling Corporation, AINC, Ottawa, 1995.

KPMG MANAGEMENT CONSULTING et al. *One-Year Review of Casino Windsor*, rapport préparé pour la Société des Casinos de l'Ontario, Toronto, 1995.

LOTO-QUÉBEC. *Rapport annuel 1994-1995*, Montréal, 1995.

SOCIÉTÉ DES LOTERIES DE L'ATLANTIQUE. *Rapport annuel 1994-1995*, Moncton, 1995.

SOCIÉTÉ DES LOTERIES DE L'ONTARIO. *Rapport annuel 1993-1994*, ministère de la Culture, du Tourisme et des Loisirs de l'Ontario, Toronto, 1994.

ST. CLAIR COLLEGE OF APPLIED ARTS AND TECHNOLOGY. *Continuing Education, Fall/Winter 1995-'96*, Windsor, 1995.

WESTERN CANADA LOTTERY CORPORATION, *1995 Annual Report*, Winnipeg, 1995.

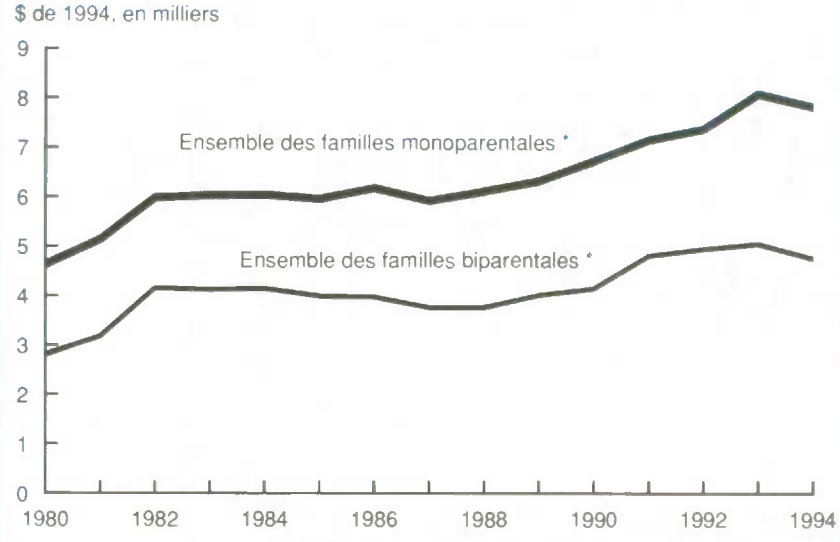
Paiements de transfert aux familles avec enfants

Susan Crompton

Dans les années 90, les familles ont tiré de l'emploi et d'autres activités commerciales un revenu réel inférieur à celui réalisé à la fin des années 80. Nombre d'entre elles ont dû compter davantage sur les paiements de transfert : assurance-chômage, aide sociale, crédit d'impôt pour enfants, allocations familiales, etc. Cependant, dans un contexte de restrictions financières, la valeur moyenne des paiements de transfert risque de fléchir et, à moins d'une forte remontée des revenus, un nombre croissant de familles sont susceptibles d'éprouver des difficultés financières.

Dans le présent article, nous examinons deux aspects des paiements de transfert aux familles sans personnes âgées ayant des enfants de moins de 18 ans (voir *Sources des données, définitions et limites*). Nous cherchons à dégager l'évolution des paiements de transfert moyens versés à toutes les familles qui avaient des enfants à charge entre 1980 et 1994, afin de voir si ces paiements répondent aux changements du cycle économique. Nous étudions aussi dans quelle mesure ces paiements aident les familles avec enfants à se hisser au-dessus des seuils de faible revenu (SFR). Toutes les sommes sont exprimées en dollars de 1994.

Graphique A
Les paiements de transfert moyens ont augmenté au cours des deux récessions.



Source : Enquête sur les finances des consommateurs
** Familles sans personnes âgées comptant au moins un enfant de moins de 18 ans.*

Hausse des paiements de transfert en période de récession

Le rôle principal des paiements de transfert est d'aider les familles en cas de besoin; de fait, les paiements versés à toutes les familles avec enfants ont monté en flèche au cours des deux récessions des 15 dernières années (graphique A). Pendant la récession de 1981-1982, les paiements de transfert aux familles biparentales ont grimpé de près de 31 %, passant d'une moyenne de 3 200 $ à 4 200 $; dans le cas des familles monoparentales, ils ont augmenté de 17 %, pour passer de 5 100 $ à 6 000 $[3]. Puis, ils n'ont recommencé à descendre qu'en 1985, une fois la reprise bien amorcée. Et même pendant l'expansion de la fin des années 80, les paiements de transfert dépassaient d'au moins 30 % leur niveau moyen de 1980, se situant autour de 3 800 $ pour les familles biparentales et de 6 000 $ pour les familles monoparentales. Les paiements de transfert sont demeurés élevés pour différentes raisons, dont la faiblesse persistante du revenu marchand chez les jeunes familles (Picot et Myles, 1995), la difficulté éprouvée par les travailleurs déplacés à se trouver un nouvel emploi ou un emploi stable, le taux de chômage toujours important et la composition démographique[4] changeante des familles à faible revenu avec enfants.

Nonobstant la ou les causes, une fois que les paiements de transfert ont augmenté, ils sont demeurés plus élevés qu'avant la récession, non seulement en dollars absolus, mais aussi en pourcentage du revenu familial total. En 1980, les paiements de transfert représentaient 5 % du revenu des familles biparentales et 18 % de celui des familles monoparentales. Trois ans

Susan Crompton était au service de la Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages. Elle est présentement en affectation où on peut communiquer avec elle au (613) 951-0245.

Sources des données, définitions et limites

Les données qui figurent dans la présente étude sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et de l'Enquête sur la population active (EPA). L'EFC, effectuée tous les ans en avril ou en mai à titre de supplément à l'EPA mensuelle, recueille des renseignements sur les montants et les sources de revenu de l'année civile précédente, ainsi que sur l'apport du travail (c'est-à-dire le nombre de semaines travaillées dans l'année et si le travail était surtout à temps plein ou à temps partiel). L'EPA recueille des données sur la famille, la situation vis-à-vis de l'activité, l'activité économique, la profession, la scolarité, etc.

Famille : dans le présent article, il s'agit de la famille économique, c'est-à-dire deux personnes et plus vivant sous le même toit, apparentées par le sang, par alliance (y compris les unions de fait) ou par l'adoption.

Famille sans personnes âgées : famille dont la personne de référence est âgée de moins de 65 ans. La plupart sont des familles biparentales ou monoparentales comptant au moins un enfant de moins de 18 ans (fait également référence à un enfant à charge). Cette catégorie englobe aussi les couples mariés sans enfants, les couples mariés habitant avec d'autres personnes apparentées (le plus souvent, des enfants âgés de plus de 18 ans) et d'autres groupes familiaux (p. ex. des frères et soeurs vivant sous le même toit).

Famille biparentale : couple époux-épouse ayant au moins un enfant de moins de 18 ans.

Famille monoparentale : parent seul vivant avec au moins un enfant de moins de 18 ans.

Revenu marchand : le revenu provenant de sources commerciales, notamment les gains (revenu d'emploi), les revenus de placement, les pensions de retraite, les rentes et d'autres revenus monétaires.

Transferts du gouvernement : les allocations familiales[1], la pension de sécurité de la vieillesse et le supplément de revenu garanti, les prestations du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec[2], les prestations d'assurance-chômage, le crédit d'impôt pour enfants, le crédit d'impôt provincial remboursable, le crédit pour taxe sur les produits et services, l'aide sociale et d'autres paiements de transfert.

Revenu familial : la somme du revenu marchand et des transferts reçus du gouvernement par tous les membres de la famille. Toutes les sommes sont exprimées en dollars de 1994 et sont arrondies à la centaine près.

Seuils de faible revenu (SFR) : un indicateur du faible revenu utilisé par Statistique Canada et fondé sur la proportion du revenu familial consacrée aux besoins essentiels : l'alimentation, le logement et l'habillement. Sont ici utilisés les SFR tirés de l'Enquête sur les dépenses des familles de 1992; ainsi, les personnes ou les familles à faible revenu sont celles qui consacrent plus de 54,7 % de leur revenu aux besoins essentiels. Le montant réel des SFR varie en fonction de la taille de la famille et de la région de résidence; par exemple, une famille de trois personnes dans une agglomération urbaine de 500 000 habitants ou plus est considérée comme ayant un faible revenu si le total de ce dernier est inférieur à 25 668 $; par contre, une famille de quatre personnes en zone rurale est dite à faible revenu si elle reçoit moins de 21 472 $. (Pour plus de renseignements, voir Statistique Canada, 1995.)

Famille à faible revenu : famille dont le revenu se situe sous le seuil de faible revenu, déterminé en fonction de la taille de la famille et de la région de résidence.

Écart moyen par rapport au faible revenu : moyenne des différences entre le revenu des familles à faible revenu et le SFR de leur catégorie de famille respective, pour l'ensemble des familles dont les revenus sont inférieurs au SFR de leur catégorie.

Limites

Les seuils de faible revenu utilisés ici n'ont pas été ajustés pour tenir compte du fait que les dépenses des gens seraient différentes sans les transferts du gouvernement. Les SFR corrigés en fonction de l'absence de transferts du gouvernement pourraient être inférieurs ou supérieurs aux SFR actuels. Ne sachant pas quel effet l'absence de transferts aurait sur le comportement des gens, il est impossible de dire si les résultats de la présente étude sous-estiment ou surestiment le nombre de familles qui se trouveraient sous les seuils de faible revenu parce qu'elles ne recevraient pas de transferts du gouvernement.

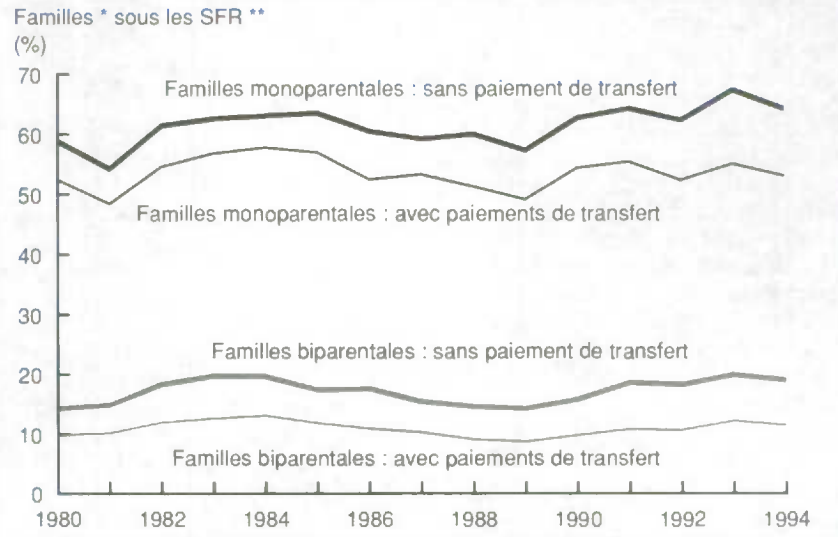
plus tard, au lendemain d'une profonde récession, ces paiements représentaient respectivement 7 % et 25 %. Tout au long de la période d'expansion économique (de 1984 à 1989), les transferts du gouvernement ont constitué au moins 6 % (familles biparentales) et 22 % (familles monoparentales) du revenu familial (annexe A).

Au début de la récession de 1990-1992, les paiements de transfert ont augmenté rapidement une fois de plus. De 1990 à 1993, les transferts moyens aux familles biparentales ont bondi de 22 %, pour atteindre 5 000 $; les paiements aux familles monoparentales ont grimpé à 8 100 $, en hausse de 20 %. En 1994, la situation économique générale s'est améliorée : les revenus marchands ont progressé modérément, soit de 3 % pour les familles biparentales et de 6 % pour les familles monoparentales. Du coup, la valeur moyenne des paiements de transfert a diminué par rapport aux sommets de 1993; elle a glissé à 4 700 $ pour les familles biparentales et à 7 800 $ pour les familles monoparentales.

Les transferts réduisent le nombre de familles à faible revenu

Pour la plupart des familles, les paiements de transfert constituent un petit supplément, mais bien apprécié, au revenu marchand de la famille; pour d'autres, il s'agit d'une source de revenu essentielle. Essentielle jusqu'à quel point? De 1980 à 1994, 11 % des familles biparentales, en moyenne, avaient des revenus inférieurs aux SFR; sans les paiements de transfert, cette proportion aurait été de 17 %. En d'autres termes, les paiements de transfert réduisent du tiers le nombre de familles biparentales à faible revenu. L'incidence sur les familles monoparentales n'était pas aussi marquée : environ 54 % avaient un revenu inférieur aux SFR, contre 62 % n'eût été des paiements de transfert. Dans ce cas, les paiements de transfert réduisent de plus d'un dixième le nombre de familles monoparentales à faible revenu (graphique B).

Graphique B
Les transferts gouvernementaux réduisent l'incidence des familles à faible revenu.



Source : Enquête sur les finances des consommateurs
* *Familles sans personnes âgées comptant au moins un enfant de moins de 18 ans.*
** *Seuils de faible revenu.*

L'aide considérable (et croissante) qu'apportent les paiements de transfert était nécessaire pour de nombreuses familles à faible revenu, car leur revenu moyen tiré de l'emploi et d'autres activités commerciales n'a à peu près pas augmenté pendant la plus grande partie de la période[5]. Au cours de la reprise qui a suivi la récession de 1981-1982, les revenus marchands des familles biparentales à faible revenu ont fluctué en dents de scie entre 1984 et 1989 pour atteindre 11 900 $, constituant ainsi une baisse de plus de 2 %. Entre-temps, les paiements de transfert ont augmenté de 9 %; en 1989, les transferts aux familles biparentales à faible revenu représentaient 38 % de leur revenu total, en regard de 35 % en 1984 (graphique C).

La tendance chez les familles monoparentales à faible revenu a été la même : leur revenu marchand moyen a diminué de 3 % entre 1984 et 1989 (pour atteindre 4 900 $). Comme on pouvait s'y attendre, les paiements de transfert ont augmenté d'environ 12 %; en 1989, au plus fort de la période d'expansion économique, 65 % du revenu des familles monoparentales à faible revenu provenait des transferts du gouvernement, comparativement à 61% en 1984 (graphique D).

Étant déjà grandement dépendantes des paiements de transfert, les familles à faible revenu ont été durement touchées par la récession de 1990-1992. Entre 1990 et 1993, le revenu marchand moyen des familles biparentales dont le revenu était inférieur aux SFR a baissé de 18 % (pour atteindre 10 300 $), tandis que les paiements de transfert ont bondi de 39 % (pour passer à 9 400 $). Le revenu marchand des familles monoparentales à faible revenu a chuté de 20 % les deux premières années de la récession (atteignant 3 800 $ en 1992), puis il a commencé à remonter; entre-temps, la valeur moyenne des paiements de transfert versés à ces familles a grimpé de 15 %, pour atteindre 10 300 $ en 1993. En 1994, une fois la reprise établie, le revenu marchand des familles biparentales à faible revenu a légèrement augmenté, et les paiements de transfert ont diminué en conséquence. Les familles monoparentales à faible revenu ont vécu le contraire : leur revenu marchand a baissé de 16 %, tandis que les paiements de transfert ont augmenté de seulement 1 % (annexe B).

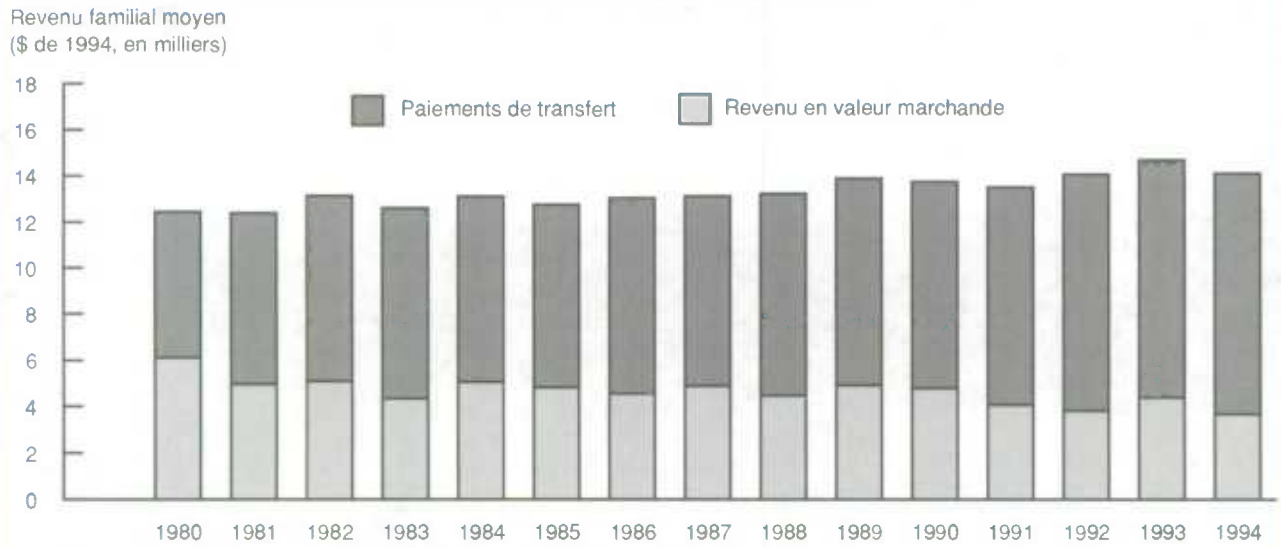
L'écart moyen par rapport au faible revenu : à peu près constant pendant 15 ans

À quel point les paiements de transfert aident-ils les familles à faible revenu? Certes, les paiements de transfert ont réussi à ramener une grande proportion de familles au-dessus des SFR. Mais d'autres sont demeurées considérablement sous

Graphique C
Les familles * biparentales à faible revenu dépendent grandement des paiements de transfert.

Source : Enquête sur les finances des consommateurs
* *Familles sans personnes âgées comptant au moins un enfant de moins de 18 ans.*

Graphique D
Les paiements de transfert sont la principale source de revenu des familles monoparentales à faible revenu *.



Source : Enquête sur les finances des consommateurs
* *Familles sans personnes âgées comptant au moins un enfant de moins de 18 ans.*

ces seuils. En 1994, le revenu familial moyen (transferts compris) des familles biparentales à faible revenu était de 19 500 $, soit près de 9 000 $ sous les SFR. Cet écart par rapport au faible revenu était un peu plus élevé que son niveau habituel au cours de la plupart des années précédentes, alors qu'il se situait entre 7 800 $ et 8 700 $. Par contre, l'écart pour les familles monoparentales à faible revenu était un peu plus faible que d'habitude en 1994. Le revenu familial total se chiffrait en moyenne à 14 100 $ cette année-là, ce qui laisse un écart de 8 200 $; pendant la plupart des 15 années précédentes, cet écart a fluctué entre 7 900 $ et 9 700 $.

Résumé

La valeur des paiements de transfert de toutes les familles comptant des enfants de moins de 18 ans a augmenté régulièrement au cours des 15 dernières années. De 1980 à 1994, les paiements de transfert versés aux familles biparentales et monoparentales ont progressé de 69 %, c'est-à-dire de 1 900 $ dans le cas des familles biparentales et de 3 200 $ dans le cas des familles monoparentales. En 1994, les paiements de transfert représentaient 8 % du revenu familial total des familles biparentales, par rapport à 5 % en 1980, et 31 % de celui des familles monoparentales, en regard de 18 %.

Les récentes compressions effectuées dans les programmes publics comme l'aide sociale et l'assurance-chômage (en bonne partie en 1995) ne se reflètent pas dans les données présentées ici. Mais il ressort que les paiements de transfert occupent une place de plus en plus importante dans la vie des familles à faible revenu. Tout au long de cette période d'étude, environ le tiers des familles biparentales et le dixième des familles monoparentales dont le revenu marchand était faible ont eu besoin d'aide pour se hisser au-dessus des SFR. Pour les familles demeurées au-dessous des SFR, les paiements de transfert ont été une nécessité, représentant au moins 33 % du revenu des familles biparentales et plus de 61 % de celui des familles monoparentales depuis 1982. Cependant, malgré la progression soutenue de la valeur moyenne de ces paiements aux familles à faible revenu, l'écart moyen du faible revenu est demeuré plutôt constant. □

Notes

1 Certains transferts ont été combinés avec d'autres, et leur nom a été revu depuis le début de la période d'étude. Par exemple, les allocations familiales, le crédit d'impôt pour enfants et l'exemption fiscale pour les enfants à charge sont maintenant connus sous le même nom, c'est-à-dire la prestation fiscale pour enfants.

2 Les prestations du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec (RPC/RRQ) ne constituent pas à strictement parler des paiements de transfert parce qu'il s'agit de régimes contributifs. Dans le même ordre d'idée, les prestations d'assurance-chômage ne sont versées que si le prestataire a cotisé au régime. Mais l'Enquête sur les finances des consommateurs les considère comme des paiements de transfert parce qu'elles proviennent de l'État. Dans la présente étude des familles sans personnes âgées comptant des enfants de moins de 18 ans, le montant des prestations du RPC/RRQ devrait être négligeable, à moins qu'un membre de la famille ne reçoive une pension d'invalidité, pour laquelle l'âge n'est pas une condition.

3 Les familles monoparentales – dont environ 85 % ont une femme comme chef – dépendent beaucoup plus des paiements de transfert que les familles biparentales, car leurs revenus provenant de l'emploi et d'autres activités commerciales sont nettement plus faibles. De 1980 à 1994, le revenu marchand moyen des familles monoparentales n'a jamais dépassé 22 100 $ (1981), tandis que celui des familles biparentales n'est jamais descendu sous les 52 000 $ (1983).

4 Dans une proportion croissante de familles à faible revenu – passant de 20 % en 1980 à 44 % en 1994 –, la personne de référence pour la famille était âgée de moins de 24 ans; or, le taux de chômage est particulièrement élevé dans ce groupe d'âge.

5 En 1993, seulement 65 % des familles à faible revenu comptaient au moins un membre détenant un emploi à un moment de l'année; plus de la moitié (53 %) des emplois étaient à temps partiel. Par conséquent, les familles à faible revenu avaient moins que la moitié du volume de travail des familles ayant un revenu supérieur aux SFR : 34 semaines en équivalent à temps plein, comparativement à 77 semaines (Crompton, 1995).

Documents consultés

CROMPTON, S. «Travail et faible revenu» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 7, n° 2, Statistique Canada, Ottawa, Été 1995, p. 14-17.

PICOT, G. et J. MYLES, *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants*, n° 11F0019MPF au catalogue, n° 82, Statistique Canada, Ottawa, 1995.

STATISTIQUE CANADA. *Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1994*, n° 13-207-XPB au catalogue, Ottawa, 1995.

Annexe A
Données sur le revenu des familles sans personnes âgées

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
					$			
Familles sans personnes âgées *								
Revenu marchand moyen	53 400	52 500	49 900	49 500	49 100	50 700	51 900	53 000
Paiements de transfert moyens	2 700	3 000	3 900	3 900	4 000	3 900	3 900	3 700
Revenu total moyen	56 200	55 500	53 800	53 500	53 100	54 600	55 800	56 700
Transferts en pourcentage du revenu total	4,9	5,4	7,3	7,4	7,5	7,1	7,0	6,6
Familles biparentales								
Revenu marchand moyen	55 700	54 500	52 200	52 000	52 300	54 100	55 300	56 900
Paiements de transfert moyens	2 800	3 200	4 200	4 100	4 100	4 000	4 000	3 800
Revenu total moyen	58 500	57 700	56 400	56 200	56 400	58 100	59 300	60 600
Transferts en pourcentage du revenu total	4,8	5,5	7,4	7,3	7,3	6,9	6,7	6,2
Familles monoparentales								
Revenu marchand moyen	21 400	22 100	18 900	17 900	19 000	18 800	19 000	20 400
Paiements de transfert moyens	4 600	5 100	6 000	6 000	6 000	6 000	6 200	5 900
Revenu total moyen	26 000	27 200	24 900	23 900	25 000	24 800	25 200	26 300
Transferts en pourcentage du revenu total	17,8	18,8	24,0	25,2	24,2	24,0	24,5	22,5

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
				$			
Familles sans personnes âgées *							
Revenu marchand moyen	54 300	55 200	54 000	52 100	51 800	50 200	51 800
Paiements de transfert moyens	3 700	3 900	4 200	4 800	5 000	5 100	4 900
Revenu total moyen	58 000	59 100	58 200	56 900	56 800	55 400	56 600
Transferts en pourcentage du revenu total	6,4	6,7	7,2	8,4	8,8	9,3	8,6
Familles biparentales							
Revenu marchand moyen	58 000	59 600	58 200	56 000	56 300	54 800	56 400
Paiements de transfert moyens	3 800	4 000	4 100	4 800	4 900	5 000	4 700
Revenu total moyen	61 800	63 600	62 300	60 800	61 300	59 800	61 100
Transferts en pourcentage du revenu total	6,1	6,3	6,7	7,9	8,1	8,4	7,8
Familles monoparentales							
Revenu marchand moyen	19 900	21 800	19 500	17 700	18 800	16 700	17 800
Paiements de transfert moyens	6 100	6 300	6 700	7 100	7 400	8 100	7 800
Revenu total moyen	26 000	28 100	26 200	24 900	26 200	24 800	25 600
Transferts en pourcentage du revenu total	23,5	22,4	25,7	28,7	28,1	32,5	30,5

Source : Enquête sur les finances des consommateurs
Nota : Les sommes sont exprimées en dollars de 1994 et sont arrondies à la centaine près.
* *Comprend les familles biparentales et monoparentales comptant des enfants célibataires de moins de 18 ans, les couples mariés sans enfants, les couples mariés vivant avec d'autres personnes apparentées et toutes les autres familles ayant une personne de référence de moins de 65 ans.*

Annexe B
Données sur le revenu des familles sans personnes âgées dont le revenu est inférieur aux seuils de faible revenu

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
					$			
Familles sans personnes âgées *								
Revenu marchand moyen	9 600	9 800	8 900	8 800	8 700	9 100	8 400	8 800
Paiements de transfert moyens	5 400	5 700	6 800	6 800	6 700	6 600	7 100	6 800
Revenu total moyen	15 000	15 500	15 700	15 500	15 500	15 700	15 500	15 600
Écart moyen par rapport au faible revenu	8 300	8 400	8 100	8 500	8 400	8 200	8 000	8 100
Familles biparentales								
Revenu marchand moyen	13 500	13 600	12 400	12 200	12 300	13 000	12 000	12 400
Paiements de transfert moyens	4 900	5 300	6 600	6 900	6 700	6 500	6 900	6 700
Revenu total moyen	18 400	18 900	19 100	19 000	18 900	19 500	18 900	19 200
Écart moyen par rapport au faible revenu	8 400	8 600	8 200	8 700	8 700	8 100	8 400	8 600
Familles monoparentales								
Revenu marchand moyen	6 100	5 000	5 100	4 300	5 100	4 800	4 600	4 900
Paiements de transfert moyens	6 300	7 400	8 100	8 300	8 000	7 900	8 500	8 200
Revenu total moyen	12 400	12 400	13 100	12 600	13 100	12 700	13 000	13 100
Écart moyen par rapport au faible revenu	9 400	9 700	9 100	9 600	9 400	9 600	9 000	8 900

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
				$			
Familles sans personnes âgées *							
Revenu marchand moyen	8 100	8 100	8 200	7 500	7 300	7 200	7 100
Paiements de transfert moyens	7 500	7 500	7 400	8 200	8 500	8 900	8 800
Revenu total moyen	15 600	15 600	15 600	15 600	15 800	16 100	15 900
Écart moyen par rapport au faible revenu	7 700	7 700	8 000	8 100	7 900	7 700	8 000
Familles biparentales							
Revenu marchand moyen	12 500	11 900	12 600	11 500	11 800	10 300	10 500
Paiements de transfert moyens	7 300	7 300	6 800	8 200	7 800	9 400	9 000
Revenu total moyen	19 800	19 200	19 300	19 600	19 600	19 800	19 500
Écart moyen par rapport au faible revenu	7 800	8 200	8 600	8 400	8 500	8 400	8 900
Familles monoparentales							
Revenu marchand moyen	4 500	4 900	4 800	4 100	3 800	4 400	3 700
Paiements de transfert moyens	8 800	9 000	9 000	9 400	10 300	10 300	10 400
Revenu total moyen	13 200	13 900	13 800	13 500	14 100	14 700	14 100
Écart moyen par rapport au faible revenu	8 700	8 000	8 400	8 900	8 300	7 900	8 200

Source : Enquête sur les finances des consommateurs
Nota : Les sommes sont exprimées en dollars de 1994 et sont arrondies à la centaine près.
* *Comprend les familles biparentales et monoparentales comptant des enfants célibataires de moins de 18 ans, les couples mariés sans enfants, les couples mariés vivant avec d'autres personnes apparentées et toutes les autres familles ayant une personne de référence de moins de 65 ans.*

Quoi de neuf ?

VIENT DE PARAÎTRE

L'Enquête sur les finances des consommateurs publie deux études traitant du revenu

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

Quel est l'effet des paiements de transfert et des impôts sur le revenu familial? À long terme, quelle est l'incidence du système d'imposition et de paiements de transfert sur l'écart entre les familles à faibles revenus et les familles à revenus élevés? La publication *Revenu après impôt, répartition selon la taille du revenu au Canada, 1994* (n° 13-210-XPB au catalogue) cherche notamment à répondre à ces questions. On y précise la répartition du revenu et le revenu moyen du marché, les paiements de transfert, l'impôt et le revenu après impôt, du point de vue historique, pour les familles et pour les personnes seules. La publication comprend une analyse des données, des définitions, une appréciation de la qualité des données et une bibliographie.

Caractéristiques des familles comptant deux soutiens

L'augmentation du nombre de familles comptant deux soutiens tire-t-elle à sa fin? Comment la situation des familles dont les deux conjoints touchent des revenus du travail se compare-elle, pour ce qui est des revenus et des gains, à celle des familles dont un seul des conjoints travaille? En quoi les familles à un seul soutien sont-elles différentes des familles à deux soutiens? La publication *Caractéristiques des familles comptant deux soutiens, 1994* (n° 13-215-XPB au catalogue) fournit de l'information permettant de répondre à ces questions. Ce document étudie les diverses caractéristiques des familles où les deux conjoints travaillent et les compare à celles d'autres types de familles époux-épouse.

Les données de ces deux publications sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs, supplément annuel à l'Enquête sur la population active. Pour plus de renseignements, communiquez avec Kevin Bishop au (613) 951-2211 ou avec Michel Dumoulin au (613) 951-4635. □

Dépenses relatives aux réparations et aux rénovations effectuées par les propriétaires-occupants

L'Enquête sur les réparations et les rénovations effectuées par les propriétaires de logement (ERRPL) de 1995 est un supplément à l'Enquête sur la population active; on y trouve des données qui ont été recueillies auprès d'un échantillon d'environ 19 800 propriétaires de logement. L'ERRPL s'est limitée aux logements des propriétaires-occupants, ce qui représente environ 70 % du marché de la rénovation. Cette étude englobait l'Enquête sur l'amélioration écoénergétique résidentielle (EAER), qui mesurait les travaux réalisés dans les logements canadiens pour réduire la consommation d'énergie. On a observé les faits suivants :

- Les propriétaires ont déboursé 6 % de moins pour l'amélioration et l'entretien de leur logement pendant l'année; ils ont dépensé un peu moins pour effectuer eux-mêmes leurs projets, et beaucoup moins pour retenir les services d'un entrepreneur qu'en 1994.
- La valeur des matériaux que les propriétaires-occupants ont acheté séparément pour effectuer leurs propres réparations et rénovations a baissé de 1,4 %, pour s'établir à 4,8 milliards de dollars. Cette baisse faisait suite à une forte hausse de 16,6 % enregistrée l'année précédente.
- Les propriétaires-occupants ont déboursé une somme moyenne de 1 660 $, ce qui représente une baisse de 7,7 % par rapport à 1994. Ce montant est de beaucoup inférieur au sommet enregistré en 1989, année où les propriétaires-occupants avaient dépensé en moyenne 2 197 $ pour entretenir et améliorer leurs logements.

Pour obtenir plus de renseignements sur cette enquête, communiquez avec la Sous-section de diffusion des données sur le revenu, les dépenses et le logement, Section des enquêtes sur les dépenses des familles, Division des enquêtes-ménages, au (613) 951-4633; télécopieur : (613) 951-3012; Internet : expenditures@statcan.ca. □

Documents de recherche de la Direction des études analytiques

Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication
J.R. Baldwin
Document de recherche n° 87

Ce document examine la mesure dans laquelle la productivité s'est améliorée en raison du mouvement des entreprises au cours des dernières années. Il y a

mouvement lorsque des entreprises gagnent et perdent des parts de marché dans le cadre de la lutte concurrentielle. Les entreprises les moins productives perdent des parts et des emplois et celles dont la productivité est supérieure en gagnent. Cette concurrence a grandement contribué à l'accroissement de la productivité dans les années 70. L'auteur constate que la croissance et le déclin normaux n'ont pas changé de façon appréciable dans les années 80, pas plus que leur effet sur la productivité.

L'évolution des cotisations sociales au Canada, 1961-1993
Z. Lin, G. Picot et C. Beach
Document de recherche n° 90

Ce document décrit la structure des cotisations sociales; il présente des preuves documentaires sur le niveau, la croissance et le rôle de chacune d'entre elles au cours des trois dernières décennies, au Canada et dans chaque province. Les cotisations sociales se divisent en quatre grandes composantes : les cotisations d'assurance-chômage, les cotisations au Régime de pensions du Canada et au Régime de rentes du Québec (RPC/RRQ), les primes d'indemnisation des accidentés du travail, et la taxe provinciale pour la santé et les études postsecondaires qui est prélevée par le Québec, le Manitoba, l'Ontario et Terre-Neuve.

En période de chômage élevé, il est crucial de connaître l'importance, s'il y a lieu, des pertes d'emploi entraînées par les hausses des cotisations sociales. Les cotisations d'assurance-chômage et les cotisations au RPC/RRQ ne sont pas entièrement proportionnelles aux salaires et traitements; elles commencent plutôt à un certain minimum et prennent fin à un certain maximum. Ce sont des coûts de main-d'oeuvre quasi fixes qui peuvent inciter les employeurs à modifier la durée hebdomadaire du travail des salariés (c'est-à-dire à augmenter celle des salariés clés et à diminuer celle des autres) afin de réduire au minimum les primes et les cotisations. Voici les principales constatations de l'étude :

- Au cours des 30 dernières années, les cotisations sociales ont augmenté considérablement au Canada dans son ensemble et dans chaque province; elles représentent une source grandissante de recettes pour les administrations fédérale et provinciales.
- La hausse des cotisations d'assurance-chômage a été la principale cause de l'augmentation des cotisations sociales ces dernières années, à l'échelle du pays.
- Malgré leur croissance significative depuis quelques années, les cotisations sociales au Canada sont toujours très inférieures à celles de la plupart des autres pays occidentaux industrialisés.

Création d'emplois selon la taille des entreprises : concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes
G. Picot et R. Dupuy
Document de recherche n° 93

Cette étude examine différentes questions relatives aux méthodes de mesure de la création d'emplois selon la taille des entreprises. On avance diverses thèses pour expliquer la supériorité des petites entreprises en matière de création d'emplois, par exemple l'existence de technologies spécialisées dont la souplesse permet à de petites unités de production de répondre plus facilement aux besoins du marché et l'avantage concurrentiel résultant de salaires plus bas. Les auteurs constatent que le taux de croissance net de l'emploi diminue à mesure que la taille des entreprises augmente. Parmi les petites entreprises en exploitation, 5 % étaient à l'origine de 43 % des gains d'emploi et 3 % étaient responsables de 34 % des pertes d'emplois sur une période de trois ans.

Pour commander les documents de recherche, communiquez avec le centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous ou écrivez au 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. □

NOUVEAUTÉS CONCERNANT l'EDTR

Microdonnées maintenant disponibles

Un premier fichier de microdonnées à grande diffusion tirées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (n° de produit 75M0001XCB) est maintenant disponible. *Microdonnées à grande diffusion de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* comporte une série de fichiers offerte sur CD-ROM et directement accessible pour l'analyse. Le fichier de données sur les personnes, qui fournit des renseignements sur chaque membre de l'échantillon de 16 ans et plus, et le fichier de données sur les emplois-personnes, dans lequel on retrouve essentiellement les mêmes variables mais selon un enregistrement distinct pour chaque emploi, constituent les deux principaux fichiers du CD-ROM.

Les renseignements de base comme l'évolution de l'état matrimonial, les caractéristiques ethnoculturelles, la fécondité, le niveau de scolarité et les antécédents de travail ont été recueillis en janvier 1993. Un an plus tard, on a interrogé les mêmes personnes au sujet de leurs

activités sur le marché du travail et des changements survenus au sein de leur structure familiale durant l'année. Ensuite, en mai 1994, les participants on été interviewés sur leur revenu. Tous ces renseignements font partie des données de l'année de référence 1993 ou de la «vague 1».

Le *Guide de l'utilisateur des microdonnées de l'EDTR* (produit n° 75M0001GPF ou 75M0001GPE) décrit de façon détaillée les objectifs de l'enquête, la conception, les méthodes et le contenu de la base de données. Le *Guide* accompagne les fichiers de microdonnées à grande diffusion, mais on peut aussi s'en procurer un exemplaire, ce qui devrait également intéresser ceux qui désirent commander des extractions de données personnalisées. On y retrouve notamment une description assez détaillée du contenu de l'EDTR par thème, première étape utile avant d'aborder le dictionnaire de données et les clichés d'enregistrement (également dans le *Guide*).

Le *Dictionnaire de données électronique de l'EDTR* consiste en une liste des variables et des ensembles de codes. Il fait partie du contenu du CD-ROM ou peut être commandé séparément sur disquette (sans frais).

Série de documents de recherche de l'EDTR

Depuis 1992, la série des documents de recherche de l'EDTR a permis de fournir des renseignements sur différentes études bien précises tout en offrant des précisions quant aux décisions importantes qui ont été prises dans le cadre de l'enquête. Parmi les documents de recherche produits en 1995, on retrouve les suivants.

La famille et le travail dans le contexte de l'enquête sur la dynamique du travail et du revenu
Ruth Dibbs, Élaine Fournier et Maryanne Webber
Document de recherche de l'EDTR n° 95-13

Ce document a été présenté dans le cadre de l'atelier sur la maternité, la famille et le travail de l'assemblée annuelle de la Société canadienne de sociologie et d'anthropologie à Montréal, en juin 1995. Il décrit les données empiriques que permettra de recueillir l'EDTR, en vue de contribuer à expliquer les choix que font les femmes lorsqu'il s'agit de concilier leurs responsabilités domestiques, familiales et professionnelles.

Des renseignements de base ont été recueillis sur des facteurs qui ont une influence constante sur l'activité sur le marché du travail et le bien-être personnel et familial, par exemple l'expérience de travail, la scolarité, l'état matrimonial ainsi que la naissance et l'éducation des enfants. Ces données seront mises à jour chaque année auprès des mêmes personnes.

L'écart salarial entre les hommes et les femmes : une mise à jour
David Coish et Alison Hale
Document de recherche de l'EDTR n° 95-14

Des études récentes montrent que l'écart salarial entre les hommes et les femmes s'amenuise. Chez les jeunes diplômés universitaires, l'écart a été complètement éliminé. L'écart demeure toutefois grand pour l'ensemble de la main-d'oeuvre, même si on tient compte de facteurs tels que le niveau de scolarité, le domaine de spécialisation, le nombre d'années d'expérience de travail et le nombre d'heures travaillées.

Ce document de recherche fait suite à un article qui a paru dans la publication *La dynamique du travail et du revenu : rapport de 1994*. L'analyse est la même, mais les définitions des variables et les résultats détaillés sont inclus. Cette documentation d'appui est présentée dans les annexes.

Pour commander ou pour obtenir des renseignements additionnels sur les extractions personnalisées, les fichiers de microdonnées et les produits connexes, veuillez communiquer avec notre service de diffusion au (613) 951-4633 ou au (613) 951-5266; télécopieur : (613) 951-3012; Internet : dynamics@statcan.ca. □

REMANIEMENT DE l'EERH

L'Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail a récemment élargi son utilisation des données administratives. Auparavant, elle utilisait les données administratives sur l'emploi et la rémunération pour les petites entreprises seulement, représentant environ 30 % de l'emploi total.

Avec ce remaniement, les données administratives couvriront en plus les moyennes et les grandes entreprises de nature non complexe. Les données administratives représenteront environ 65 % de l'emploi total. Le 35 % restant proviendra de données d'enquête. Les entreprises complexes, c'est-à-dire celles qui opèrent dans plus d'une province ou plus d'un secteur d'activité, seront ajoutées ultérieurement.

Grâce à cette nouvelle source, la portée des données a été étendue. Des données précédemment publiées ont aussi été révisées, rendant maintenant disponibles des séries historiques cohérentes qui remontent à 1983.

Pour plus de renseignements concernant cette enquête, composez le (613) 951-4090; télécopieur : (613) 951-4087; Internet : labour@statcan.ca.□

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 :

Été 1996 Alphabétisation des adultes : Vue d'ensemble; Résultats internationaux · Travail et mortalité · Pension : Les mythes · Gains d'avant retraite · Avenir de la diffusion des données

Printemps 1996 Bilan de 1995 · Mosaïque du chômage · Femmes entrepreneures · Secteur des services : faible salaire? · Familles et chômage · Travailleurs syndiqués

Hiver 1995 Épargne-retraite : Aide fiscale; Qui épargne?; Profiter des REER · Femmes principal gagne-pain · Retraite anticipée chez les hommes · Régimes de travail atypiques · Index : 1989 à 1995

Automne 1995 Le marché du travail à la mi-année · Le secondaire suffit-il? · Femmes et professions non traditionnelles · Les diplômés des programmes coop · Emploi durant toute l'année · Stagnation du taux d'activité des femmes · Évolution récente des gains

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.

Perspective sur Internet

L'emploi et le revenu en perspective offre maintenant sur Internet les Faits saillants, Quoi de neuf ? et l'Index des sujets.

Gopher est un outil d'Internet qui permet aux utilisateurs de parcourir un système de menus hiérarchiques, à base de textes et facile d'emploi. Les renseignements sur Statistique Canada et ses produits et services sont conservés dans le Gopher du service Talon. Pour accéder à notre serveur Gopher, veuillez écrire : **gopher gopher.statcan.ca**

L'adresse de Statistique Canada sur le «World Wide Web» est la suivante : **http://www.statcan.ca**

order@statcan.ca est une adresse du courrier électronique dont vous pouvez vous servir pour commander ou pour avoir plus de renseignements sur les produits de données.

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 le (613) 951-5078, 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.

Indicateurs clés de l'emploi et du revenu

Les données concernant les indicateurs de l'emploi et du revenu sont tirées de plusieurs sources et comprennent des données annuelles publiées et non publiées. Les indicateurs, qui touchent le marché du travail, les gains, le revenu et d'autres questions relatives aux ménages (pour le Canada, les provinces et les territoires), sont conservés dans une base de données mise à jour trimestriellement. Cette base permet de maintenir une série chronologique remontant à au moins 10 ans.

On peut obtenir cette série d'indicateurs, sur papier ou sur disquette, au coût de 50 $. Un document expliquant les différents indicateurs est également offert. De plus, des travaux sont en cours afin d'intégrer prochainement ces données sur Internet. Pour plus de renseignements, communiquez avec Joanne Bourdeau par téléphone au (613) 951-4722 ou par télécopieur au (613) 951-4179.

Sources

Les indicateurs sont tirés des sources suivantes :

Enquête sur la population active
Tirage : mensuel
Personne-ressource : Jean-Marc Lévesque
(613) 951-2301

Enquête sur les finances des consommateurs
Tirage : annuel
Personne-ressource : Michel Dumoulin
(613) 951-4635

Enquête sur l'absence du travail
Tirage : annuel
Personne-ressource : Michael Sivyer (613) 951-4598

Programme national de statistiques sur les accidents du travail
Tirage : annuel
Personne-ressource : Horst Stiebert (613) 951-4044

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

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

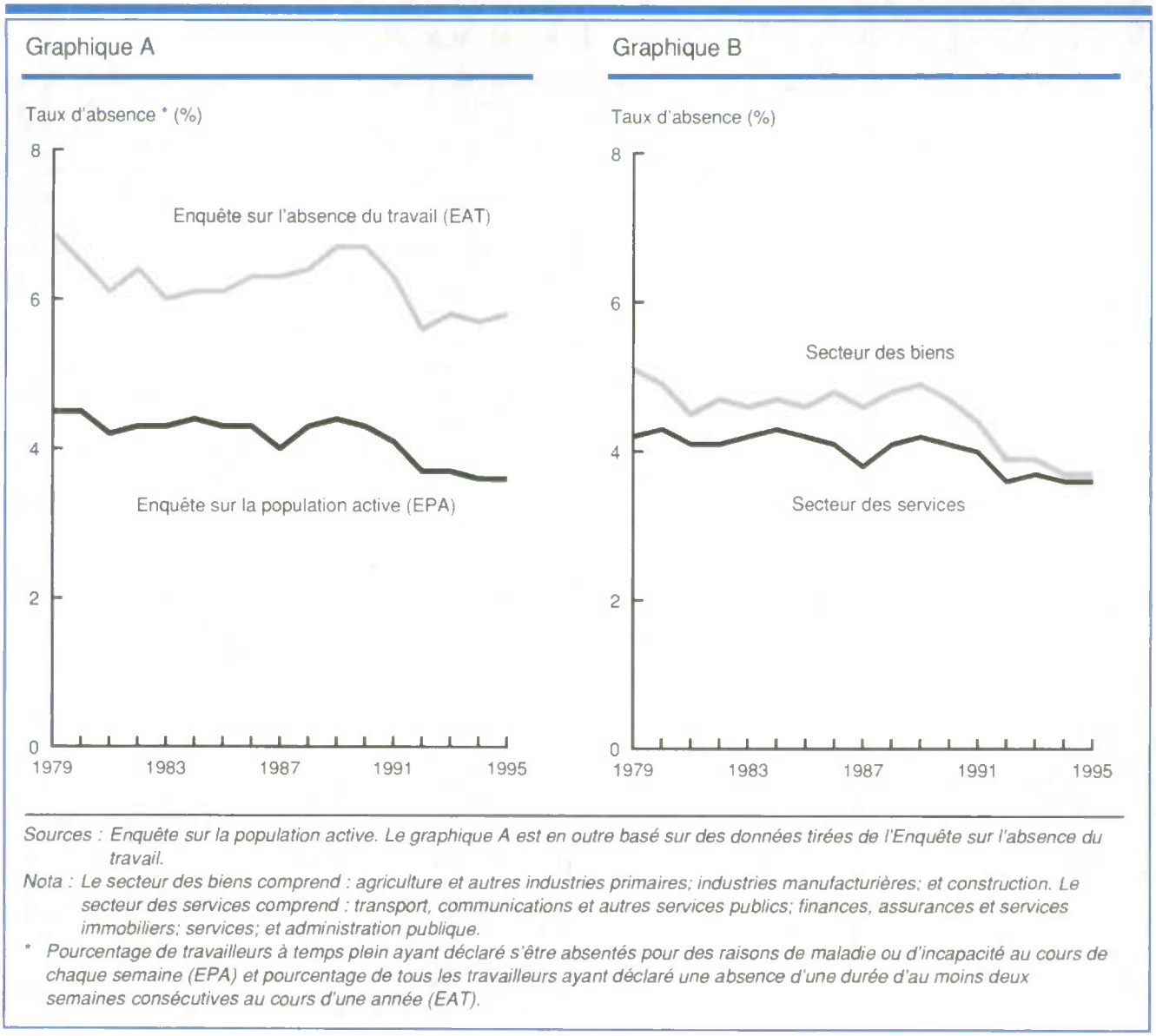
Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail
Tirage : mensuel
Personne-ressource : Sylvie Picard (613) 951-4090

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

Le revenu du travail
Tirage : trimestriel
Personne-ressource : Ed Bunko (613) 951-4048

Enquête sur l'équipement ménager
Tirage : annuel
Personne-ressource : Michel Dumoulin
(613) 951-4635

Données régionales et administratives
Tirage : annuel
Information : (613) 951-9720



Sources : Enquête sur la population active. Le graphique A est en outre basé sur des données tirées de l'Enquête sur l'absence du travail.

Nota : Le secteur des biens comprend : agriculture et autres industries primaires; industries manufacturières; et construction. Le secteur des services comprend : transport, communications et autres services publics; finances, assurances et services immobiliers; services; et administration publique.

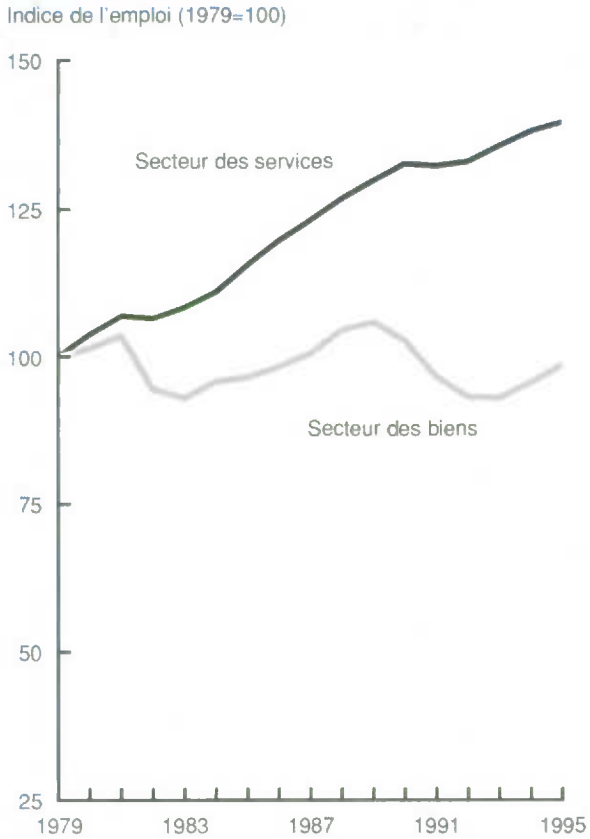
* *Pourcentage de travailleurs à temps plein ayant déclaré s'être absentés pour des raisons de maladie ou d'incapacité au cours de chaque semaine (EPA) et pourcentage de tous les travailleurs ayant déclaré une absence d'une durée d'au moins deux semaines consécutives au cours d'une année (EAT).*

Baisse des taux d'absence pour cause de maladie, d'incapacité ou d'accident

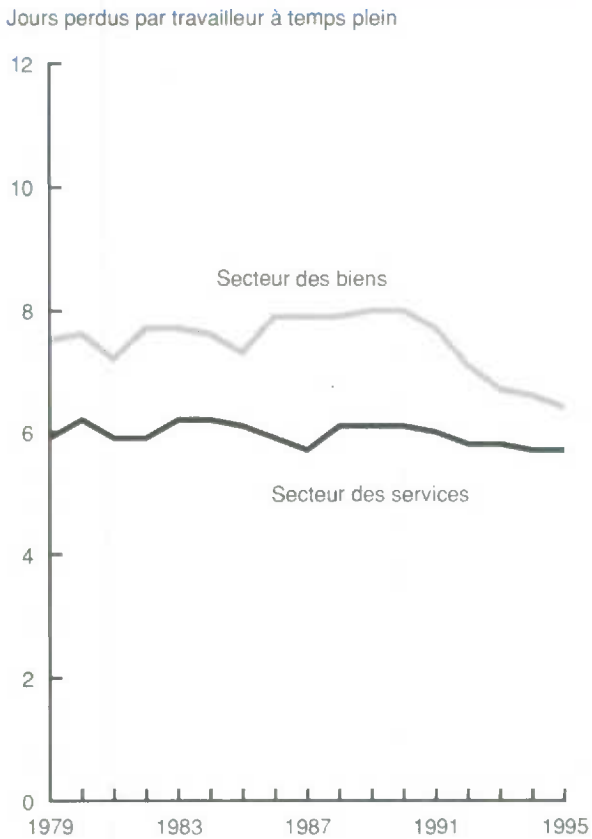
En 1995, les travailleurs étaient moins susceptibles de s'absenter du travail pour cause de maladie ou d'incapacité qu'ils ne l'étaient 16 ans auparavant. D'après l'Enquête sur la population active (EPA), on estime que 3,6 % de tous les travailleurs rémunérés à temps plein se sont absentés pour la totalité ou une partie de chaque semaine en raison d'une maladie ou d'une incapacité, alors qu'en 1979, le taux s'élevait à 4,5 % (graphique A). De même, le nombre moyen de jours ouvrables perdus par employé à temps plein a diminué d'une demi-journée pendant la période, passant de 6,4 en 1979 à 5,9 en 1995.

Les résultats qui précèdent concordent avec les conclusions tirées de l'Enquête sur l'absence du travail (EAT) menée chaque année en février en tant que supplément à l'EPA. Ce supplément contient des renseignements sur les absences du travail pour cause de maladie ou d'accident ayant duré deux semaines consécutives ou plus au cours de l'année précédente. L'EAT a permis de constater qu'en 1995, environ 5,8 % de tous les employés ont déclaré s'être absentés au moins une fois pour de tels motifs; ce pourcentage est très inférieur à celui de 6,9 % établi en 1979 (voir *Absences du travail et compensation* dans le présent numéro) (graphique A).

Graphique C



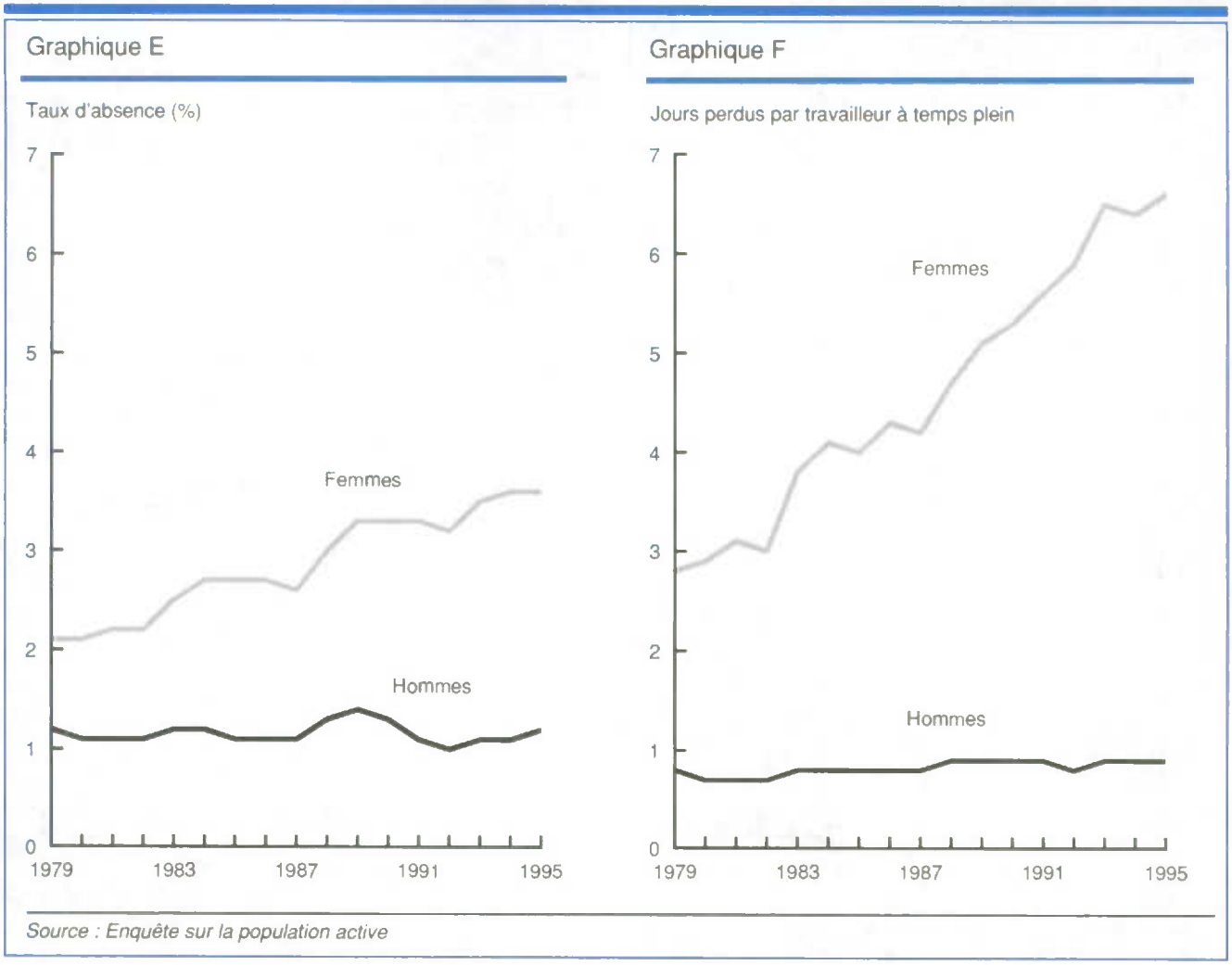
Graphique D



Source : Enquête sur la population active

Nota : Le secteur des biens comprend : agriculture et autres industries primaires; industries manufacturières; et construction. Le secteur des services comprend : transport, communications et autres services publics; finances, assurances et services immobiliers; services; et administration publique.

Ce recul découle de plusieurs facteurs, mais tient surtout à la baisse du nombre d'emplois dans les industries productrices de biens, emplois qui comportent des risques plus élevés et qui sont plus exigeants sur le plan physique (graphique C). Mais les taux et le nombre de journées d'absence ont chuté dans les deux secteurs (graphiques B et D). Au nombre des autres facteurs possibles, on compte les programmes plus étoffés qu'adoptent les entreprises pour accroître la sensibilisation à des questions de santé (les programmes de lutte contre la consommation de drogues et l'abus d'alcool en sont des exemples) et pour fournir un milieu de travail sans fumée, les règlements gouvernementaux concernant les conditions de travail et la prise de conscience de plus en plus généralisée de l'importance de vivre en bonne santé.



Source : Enquête sur la population active

Augmentation, chez les femmes, des absences dues à des obligations personnelles ou familiales

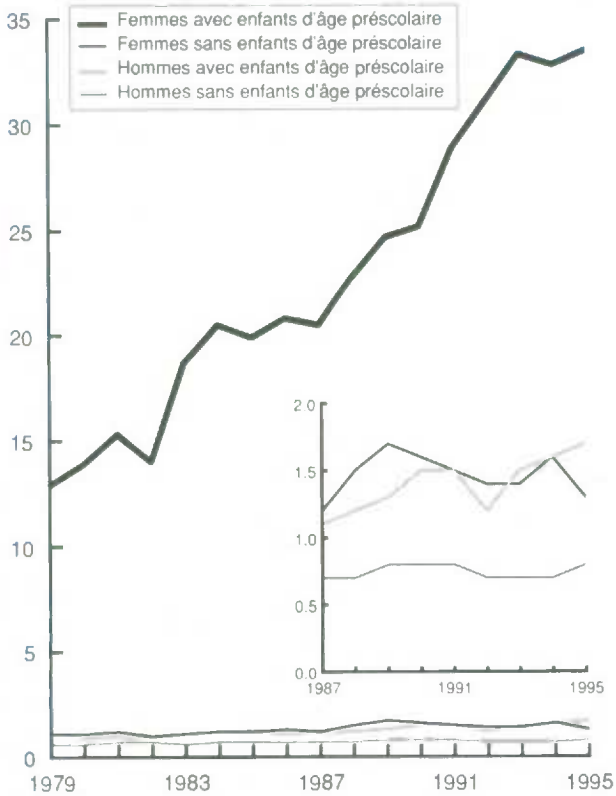
La proportion d'employés à temps plein de sexe masculin qui déclarent s'être absentés du travail chaque semaine pour des raisons personnelles ou familiales est demeurée assez stable, de l'ordre d'environ 1 % de 1979 à 1995 (graphique E). Le nombre moyen de journées pendant lesquelles ces travailleurs se sont absentés du travail est demeuré juste en deçà d'une journée par année pendant toute la période (graphique F).

La situation chez les femmes est tout à fait différente. La proportion d'entre elles qui ont déclaré une absence chaque semaine pour des raisons personnelles ou familiales est passée de 2,1 % en 1979 à 3,6 % en 1995, tandis que le nombre de journées par année pendant lesquelles ces employées se sont absentées du travail a plus que doublé, passant de 2,8 à 6,6 jours.

Cette hausse peut être attribuable en grande partie à l'arrivée sur le marché du travail de femmes membres de familles avec enfants d'âge préscolaire. Au cours de la période à l'étude, leur nombre a augmenté de 67 %, soit plus de deux fois la hausse de 26 % enregistrée par l'ensemble des travailleurs. Si elles travaillaient à temps plein, les femmes membres de ces familles se sont absentées en moyenne pendant 33,5 jours en 1995, soit près de trois fois le chiffre de 12,9 jours établi en 1979 (graphique G). Cette situation tranchait nettement avec celle de leurs homologues membres de familles sans enfants d'âge préscolaire, ou encore avec celle des hommes membres de familles avec ou sans enfants d'âge préscolaire; le nombre de journées pendant lesquelles ces derniers groupes de travailleurs à temps plein se sont absentés du travail pour cause d'obligations personnelles ou familiales est resté à environ un jour jusqu'au milieu des années 80; il s'est depuis lors stabilisé à un niveau légèrement supérieur (médaillon du graphique G).

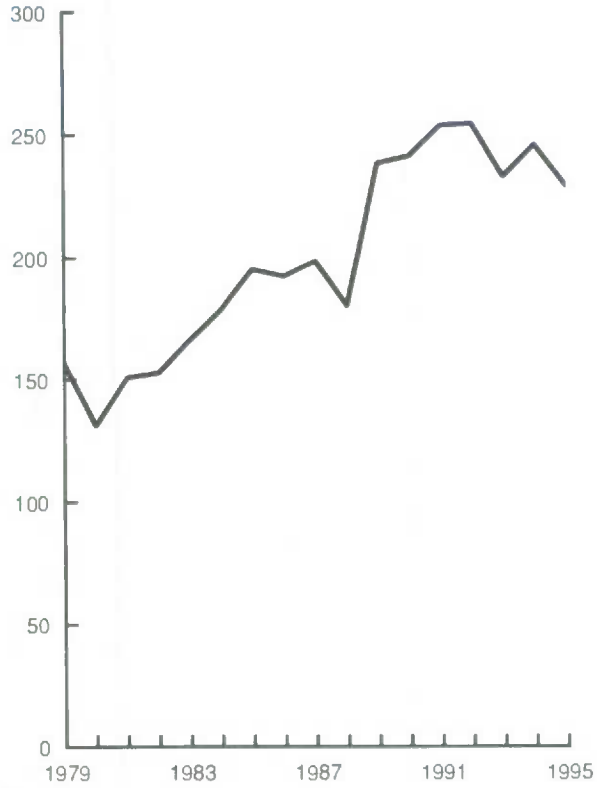
Graphique G

Jours perdus par travailleur à temps plein



Graphique H

Congés de maternités (en milliers)



Sources : Enquête sur la population active et Enquête sur l'absence du travail (graphique H)

L'ajout des congés de maternité ou de grossesse à la catégorie des obligations personnelles ou familiales dans l'EPA a eu tendance à exagérer le temps de travail perdu par les femmes, surtout par celles qui avaient de très jeunes enfants d'âge préscolaire. Cette tendance croissante correspond également à celle qui a été relevée par l'Enquête sur l'absence du travail (graphique H), dans laquelle le nombre de congés de grossesse est passé d'un peu plus de 150 000 en 1979 à près d'un quart de million en 1995. Toutefois, cet ajout des congés de maternité ou de grossesse n'a probablement exercé qu'une légère influence sur le chiffre concernant l'ensemble des femmes au travail (Akyeampong, 1995).

Les graphiques et le texte de la présente rubrique ont été préparés par Ernest B. Akyeampong, qui 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.

Document consulté

AKYEAMPONG, E.B. «S'absenter du travail» dans *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPF au catalogue, vol. 7, n° 1, Statistique Canada, Ottawa, Printemps 1995, p. 14-19.

Sondage auprès des lecteurs

Le contenu de *Perspective* tient compte des intérêts des lecteurs. Il est donc important de connaître vos besoins. Auriez-vous l'amabilité de répondre à ce questionnaire et nous le retourner. Merci.

Dans le présent numéro de *Perspective*

☐ le vôtre ☐ exemplaire de diffusion ☐ exemplaire d'une bibliothèque ☐ autre _____

Sur une échelle de 1 (pas utile) à 5 (très utile), veuillez évaluer les rubriques et les articles suivants :

Forum	1	2	3	4	5	*Quoi de neuf ?*	1	2	3	4	5
Faits saillants	1	2	3	4	5	*Indicateurs clés de l'emploi et du revenu*	1	2	3	4	5

Le marché du travail : bilan de la mi-année	1	2	3	4	5
Absences du travail et compensation	1	2	3	4	5
Une famille, deux pensions	1	2	3	4	5
Travailleurs âgés et santé	1	2	3	4	5
«Faites vos jeux!»	1	2	3	4	5
Paiements de transfert aux familles avec enfants	1	2	3	4	5
Taux d'absence du travail, 1995 (supplément)	1	2	3	4	5

En général, trouvez-vous que les sujets sont :

Utiles ?	☐ Toujours	☐ Souvent	☐ Rarement	☐ Jamais
Actuels ?	☐ Toujours	☐ Souvent	☐ Rarement	☐ Jamais
Intéressants ?	☐ Toujours	☐ Souvent	☐ Rarement	☐ Jamais

De quels sujets aimeriez-vous que l'on traite dans les prochains numéros ?

_____

_____

Comment trouvez-vous les aspects suivants de *Perspective* :

Fréquence (4 numéros par année)	☐ Satisfaisante	☐ Trop élevée	☐ Insuffisante
Prix (56 $ par année)	☐ Satisfaisant	☐ Surestimé	☐ Sous-estimé
Style rédactionnel	☐ Satisfaisant	☐ Difficile à lire	☐ Trop simplifié
Longueur des articles	☐ Satisfaisants	☐ Trop longs	☐ Trop courts
Nombre d'articles	☐ Satisfaisant	☐ Trop élevé	☐ Insuffisant
Niveau de détail	☐ Satisfaisant	☐ Trop détaillé	☐ Pas assez détaillé
Connaissances acquises	☐ Beaucoup	☐ Certaines	☐ Aucunes
Graphiques	☐ Satisfaisants	☐ Difficiles à interpréter	☐ Trop simplifiés
Tableaux	☐ Satisfaisants	☐ Difficiles à interpréter	☐ Trop simplifiés

Nom	Titre
Nom de l'organisme	N° de téléphone
Adresse	

Veuillez retourner à : Jeffrey Smith, rédacteur en chef, *L'emploi et le revenu en perspective*
Statistique Canada, immeuble Jean-Talon, 5e étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
Télécopieur : (613) 951-4179

8-5500-1.2: 1996-04-10

À venir

Voici un aperçu de quelques-unes des études qui paraîtront dans les prochains numéros

Le ratio emploi-population

Une explication de cet important indicateur du marché du travail pourtant méconnu et un aperçu de certaines de ses applications. Cet article analyse les tendances du ratio emploi-population à l'échelle nationale pour la période de 1946 à 1995, et établit des comparaisons à l'échelle provinciale et internationale.

La diversité des cadres

Un regard sur les caractéristiques des emplois et des travailleurs de la catégorie «directeurs, gérants, administrateurs et personnel assimilé». Cette étude révèle les différences marquées qui existent au sein d'un groupe de cadres souvent considéré comme homogène.

Les transferts dans les REER

Certaines catégories de revenus peuvent être transférées dans un REER. Cet article explique ce qui distingue les transferts des cotisations normales, détermine qui y a recours ainsi que les sommes transférées dans des REER de 1990 à 1994. On y aborde aussi les changements apportés à la législation en 1989, 1990 et 1995, ainsi que leurs répercussions.

Les retraits des REER

Étant donné la formidable augmentation des cotisations au cours des dernières années, on oublie facilement que de nombreuses personnes retirent des économies de leurs REER. Cet article se penche sur les retraits des REER pour la période de 1990 à 1994 et sur ceux qui les ont effectués. Il examine, en plus des retraits ordinaires, ceux qui ont été faits en vertu du Régime d'accession à la propriété (instauré en 1992).

Le revenu après un divorce

Un examen approfondi des conséquences financières d'un divorce ou d'une séparation. On esquisse le profil de ceux qui ont divorcé ou qui se sont séparés entre 1986 et 1992, et l'on analyse les variations de leur revenu après impôt pour l'année suivant la séparation, ainsi que plusieurs années plus tard. On étudie aussi l'incidence sur le revenu de la pension alimentaire après la séparation.

Index 1989-1996

Index cumulatif et par catégorie de tous les articles publiés dans *L'emploi et le revenu en perspective* depuis la parution du premier numéro.

L'EMPLOI ET LE REVENU EN PERSPECTIVE

Publication trimestrielle sur le marché du travail et le revenu

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

LA REVUE PAR EXCELLENCE

sur l'emploi et le revenu de Statistique Canada

☐ **Oui, je désire recevoir L'EMPLOI ET LE REVENU EN PERSPECTIVE (N° 75-001-XPF au catalogue) au coût de 56 $ par année** *(68 $ US aux États-Unis, 80 $ US à l'étranger).*

Bon de commande

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

(Lettres moulées s.v.p.)

Compagnie _____

Service _____

a/s de _____

Fonction _____

Adresse _____

Ville _____

Province/Pays _____

Code postal _____ Tél. _____

Téléc. _____

MODE DE PAIEMENT

Numéro de la commande _____

Paiement inclus _____

Portez à mon compte :
☐ MasterCard ☐ VISA ☐ Statistique Canada

N° de compte _____

Date d'expiration _____

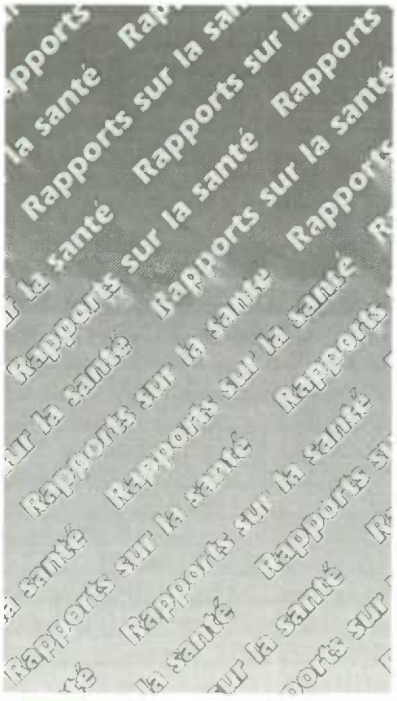
Signature _____

PF 093055
TPS N° R121491807

Le chèque ou mandat doit être établi à l'ordre du Receveur général du Canada/Publications. Les clients canadiens paient en dollars canadiens et ajoutent la TPS de 7 %; les clients à l'étranger paient en $ US tirés sur une banque américaine.

Composez sans frais **1 800 267-6677** **MasterCard ou VISA**

HRDC LIBRARY/BIBLIOTHEQUE DRHC
3 0101 00148204 1



La revue fiable de renseignements sur la s

MAR 1 3 1997
SEP 2 5 1997
6 NOV. 1998

Dans le monde d'auj informé de la santé des Canadiens au pays n'est pas un luxe mais un fois à vous qu'il revient de juger us consultez sont suffisamment ju

Emboîtez le pas à des centaines de professionnels de la santé, de chercheurs, d'assureurs et de décideurs qui se tournent vers ***Rapports sur la santé*** pour obtenir des faits et des chiffres fiables. Publié quatre fois l'an, ce périodique, qui répond aux normes sévères de Statistique Canada en matière d'exactitude et d'actualité des données, vous sera fort utile. Chacun des volumes vous offre des :

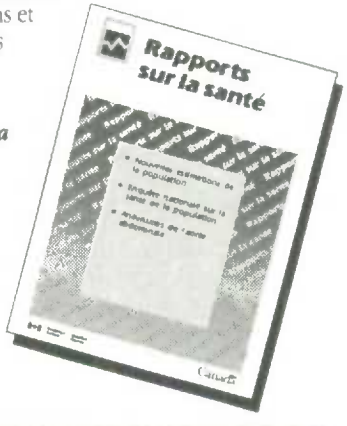
- faits saillants des données qui viennent de paraître;
- informations sur les publications récentes et les mises à jour;
- articles vivants et pénétrants;
- renseignements sur les tableaux spécialisés et les données personnalisées.

Des textes concis, des graphiques instructifs et des tableaux faciles à consulter donnent un mélange parfait de données essentielles et d'analyses directes. Les numéros de ***Rapports sur la santé*** sont rédigés par les analystes du Centre canadien d'information sur la santé avec l'apport inédit de spécialistes de l'extérieur. On peut ainsi brosser un tableau particulièrement fidèle de la situation et aborder un vaste éventail de sujets d'un point de vue tout à fait novateur. Parmi ces sujets, il y a :

- la femme et les maladies cardio-vasculaires;
- les soins de santé pour les aînés;
- les récentes découvertes sur le cancer, les maladies du coeur et la tuberculose;
- la mortalité selon les professions;
- les risques pour la santé et la catégorie sociale.

Avec sa grande portée et ses faits solides, ***Rapports sur la santé*** a rapidement acquis une réputation de source digne de foi sur les faits nouveaux et les préoccupations du domaine de la santé. Cette publication est un ouvrage essentiel si vous planifiez, établissez, offrez ou évaluez des programmes et des activités, autrement dit si vous êtes intéressé par les questions relatives à la santé.

Ne soyez pas simplement informé. Disposez de renseignements actuels et fiables, soit les renseignements de pointe sur la santé des Canadiens et les soins de santé au pays que vous offre ***Rapports sur la santé***. Abonnez-vous dès aujourd'hui.



L'abonnement à *Rapports sur la santé* (n° 82-0030XPB au catalogue) coûte 112 $ (plus la TPS et la TVP en vigueur) par an au Canada, 135 $ US aux États-Unis et 157 $ US dans les autres pays.

Visitez notre site sur le 3W: *http://www.statcan.ca*

Pour commander, écrivez à : Statistique Canada
Division des Opérations et de l'intégration
Direction de la circulation
120, av. Parkdale
Ottawa (Ontario) K1A 0T6

ou communiquez avec le Centre de consultation de Statistique Canada de votre région (la liste des centres figure dans la présente publication). Vous pouvez également commander par télécopieur au 1-613-951-1584 ou par téléphone au numéro sans frais 1-800-267-6677 et porter les frais à votre compte VISA ou MasterCard. Via l'Internet: order@statcan.ca

729MISC96052

STATISTICS CANADA LIBRARY
BIBLIOTHÈQUE STATISTIQUE CANADA
1010530197

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

N° 75-001-XPF au catalogue AUTOMNE 1996 Vol. 8, n°3

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 56 $.

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 utiliser Internet : **order @statcan.ca** ou composer sans frais **1 800 267-6677** et porter la commande à votre compte VISA ou MasterCard.