

N° 75-001-XIF au catalogue



L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

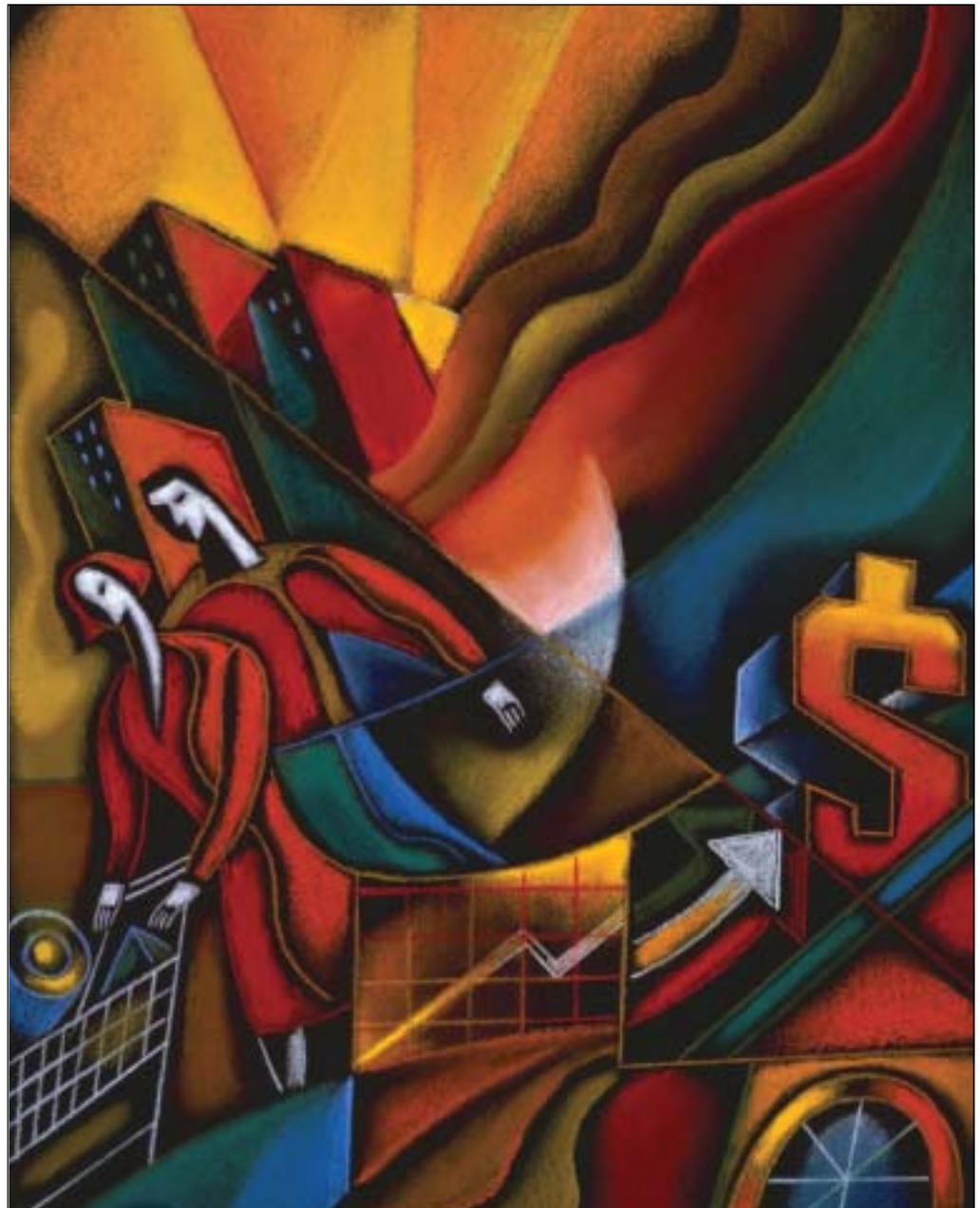
DÉCEMBRE 2001

Vol. 2, n° 12

■ ÉCART SALARIAL ENTRE
HOMMES ET FEMMES

■ AVOIRS DE RETRAITE
PRIVÉS : 1999

■ INDEX CUMULATIF



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

À votre service...

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : *L'emploi et le revenu en perspective*, 9-A6, Jean-Talon, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-4608; courriel : perspective@statcan.ca).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Normes de service au public

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer sans frais avec Statistique Canada au 1 800 263 1136.

L'emploi et le revenu en perspective

(n° 75-001-XIF au catalogue; also available in English: *Perspectives on Labour and Income*, Catalogue no. 75-001-XIE) est publié trimestriellement par le ministre responsable de Statistique Canada. ©Ministre de l'Industrie, 2001. ISSN : 0843-4565.

Prix : 5 \$CAN l'exemplaire, 48 \$CAN pour un abonnement annuel. Les prix ne comprennent pas les taxes de ventes.

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.

Signes conventionnels

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

-	nombre indisponibles
...	n'ayant pas lieu de figurer
--	nombre infimes
p	nombre provisoires
r	nombre rectifiés
x	confidentiel en vertu des dispositions de la <i>Loi sur la statistique</i> relatives au secret

Faits saillants

Dans ce numéro

■ Écart salarial entre hommes et femmes

- En 1997, les gains annuels moyens des femmes travaillant à temps plein toute l'année correspondaient à 73 % de ceux des hommes. En le calculant d'après le salaire horaire moyen de tous les employés, le ratio passait à 80 %. Cet écart considérable est principalement attribuable aux différences liées à la population à l'étude et au volume de travail.
- Les différences entre les hommes et les femmes au niveau de l'expérience de travail, du niveau de scolarité, du principal domaine d'études, de la profession, des responsabilités professionnelles et de la branche d'activité peuvent expliquer la moitié de l'écart salarial. L'expérience de travail réelle et le principal domaine d'études plutôt que les approximations relatives à l'expérience et au niveau de scolarité nous aideront à mieux comprendre cette question.
- La plupart des études permettent d'examiner la différence moyenne de rémunération en se fondant sur l'hypothèse que la grandeur de l'écart salarial et ses composantes ne varient pas le long de la courbe complète de répartition des salaires. Cependant, environ 47 % de la différence de rémunération au 90^e centile et 57 % au 25^e centile s'expliquent par des différences entre les caractéristiques observables. Ces résultats donnent à penser que les 50 % de l'écart salarial imputables aux hommes et aux femmes qui possèdent des caractéristiques différentes déterminant le salaire *à la moyenne* ne représentent pas exactement les différences observées le long de la courbe de répartition des salaires.
- Les questions concernant la différence de rémunération sont souvent formulées de façon à établir dans quelle mesure le salaire des femmes est équivalent à celui des hommes présentant des caractéristiques comparables. Le choix d'une autre structure salariale comparative peut mener à des interprétations assez différentes des composantes liées aux différences salariales entre les sexes. Par exemple, la part de l'écart imputable aux différences dans les caractéristiques des travailleurs peut varier de 6 % à 61 %.

Perspective

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

LA REVUE PAR EXCELLENCE

sur l'emploi et le revenu de Statistique Canada

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

Nous vous offrons encore plus!

Une réduction de 20 %
sur un abonnement de 2 ans!
Seulement 92,80 \$ (taxes en sus)

Une réduction de 30 %
sur un abonnement de 3 ans!
Seulement 121,80 \$
(taxes en sus)

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



BON DE COMMANDE



ENVOYEZ À

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



COMPOSEZ

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



TÉLÉCOPIEZ AU

1 800 889-9734
(613) 951-1584

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



COURRIEL

order@statcan.ca

Nom _____

Entreprise _____ Service _____

Adresse _____ Ville _____ Province _____

Code postal _____ Téléphone _____ Télécopieur _____

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

LES PRIX NE COMPRENNENT PAS LES TAXES DE VENTES.
Les clients canadiens ajoutent la TPS de 7% et la TVP en vigueur ou la TVH.
N° de TPS R121491807.
Le chèque ou mandat-poste doit être établi à l'ordre du *Receveur général du Canada*.
PF 097042

MODALITÉS DE PAIEMENT (cochez une seule case)

Veillez débiter mon compte : MasterCard VISA

N° de carte _____

Signature _____ Date d'expiration _____

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

Paiement inclus _____ \$

N° du bon de commande _____

Signature de la personne autorisée _____

Abonnement	Canada (\$ CA)	Quantité	Total \$ CA
1 an	58,00		
2 ans	92,80		
3 ans	121,80		
Total			
TPS (7%) - (clients canadiens seulement, s'il y a lieu)			
TVP en vigueur (clients canadiens seulement, s'il y a lieu)			
TVH en vigueur (N.-É., N.-B., T.-N.)			
Frais de port : États-Unis 24 \$ CA, autres pays 40 \$ CA			
Total général			

Écart salarial entre hommes et femmes

Marie Drolet

L'INÉGALITÉ DES SALAIRES entre les hommes et les femmes est une question complexe qu'il faut étudier sous plusieurs angles. Le but du présent article ne consiste *pas* à fournir une estimation unique et définitive de l'écart salarial, mais plutôt à démontrer l'importance de la mesure choisie, les méthodes de décomposition de l'écart salarial et les variations de ce dernier en fonction de la courbe de répartition des salaires.

Mesures des gains

Pendant trois décennies, l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) a été la source principale de données sur les gains des Canadiens. En 1997, l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) a remplacé l'EFC. Selon l'EFC, chez les travailleurs occupés à temps plein toute l'année (TPTA), les femmes travaillant à temps plein toute l'année ont gagné 72,5 % du montant gagné par les hommes (tableau 1). Si on le calcule d'après l'EDTR de 1997, le ratio passe de 61,6 % (d'après les salaires et traitements annuels pour tous les employés dans leur emploi principal) à 68,3 % (d'après les salaires et traitements annuels des employés à temps plein occupés toute l'année dans leur emploi principal) et à

Tableau 1 : Ratios entre les gains des femmes et ceux des hommes, 1997

Source	Mesure	Couverture	Gains		Ratio
			Hommes	Femmes	femmes-hommes
				\$	%
EFC	Annuelle	Travailleurs TPTA	42 600	30 900	72,5
EDTR	Annuelle	Employés TPTA	44 800	30 600	68,3
EFC	Annuelle	Tous les travailleurs	33 200	21 200	63,8
EDTR	Annuelle	Tous les employés	38 900	24 000	61,6
EDTR	Horaire	Tous les employés	18,81	15,12	80,4
EDTR	Horaire	Employés TP	18,92	15,31	80,9

Sources : Enquête sur les finances des consommateurs; Enquête sur la dynamique du travail et du revenu

80,4 % (d'après le taux horaire de salaire de tous les employés dans tous les emplois).

Pourquoi existe-t-il des écarts importants entre les ratios des gains?

Le ratio calculé d'après l'EDTR, selon le salaire horaire de tous les employés, excédait de huit points de pourcentage celui calculé d'après les données de l'EFC sur les travailleurs à temps plein occupés toute l'année. Cet écart important est attribuable à plusieurs différences conceptuelles entre l'EDTR et l'EFC.

En premier lieu, les ratios sont calculés pour des populations différentes de travailleurs. Le ratio basé sur les données de l'EFC tient compte des employés et des travailleurs autonomes, alors que celui calculé d'après les données de l'EDTR n'englobe que les employés. Les analyses fondées uniquement sur les travailleurs occupés à TPTA ont tendance à exclure une part importante de la population active, particulièrement les femmes. D'après les données de l'EDTR de 1997, à peu près 76 % des hommes et 60 % des femmes travaillaient à temps plein toute l'année. Les ratios fondés sur les taux horaires de salaire ne sont pas influencés par ces problèmes définitionnels et sont représentatifs des écarts salariaux femmes-hommes.

Marie Drolet est au service de la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail. On peut communiquer avec elle au (613) 951-5691 ou à marie.drolet@statcan.ca.

En deuxième lieu, la définition des *gains* n'est pas la même pour les deux enquêtes. Dans l'EFC, les gains annuels incluent les salaires et traitements en provenance de tous les emplois, et le revenu net provenant d'un travail autonome. Dans le cas de l'EDTR, les gains annuels n'englobent que les salaires et traitements. Les taux horaires de salaire sont particuliers à l'emploi, donc facilitent les comparaisons entre les salaires des hommes et des femmes qui occupent des emplois comparables.

En troisième lieu, les ratios de rémunération fondés sur les gains annuels ne tiennent pas compte avec précision des différences de volume de travail. Même dans le cas des hommes et des femmes qui travaillent à temps plein toute l'année, le nombre d'heures travaillées par semaine varie considérablement. Selon l'Enquête sur la population active, les hommes occupés à temps plein en 1997 ont travaillé 43,1 heures par semaine, tandis que les femmes dans la même situation ont travaillé 39,0 heures par semaine. Les ratios fondés sur le taux horaire de salaire permettent de contourner ce problème.

Le reste de cet article met l'accent sur l'année 1997, alors que les femmes gagnaient en moyenne 15,12 \$ l'heure et que les hommes gagnaient 18,81 \$. Autrement dit, les femmes gagnaient environ 80 % du salaire horaire moyen des hommes¹.

Mesures de l'expérience

L'une des limites importantes des études antérieures est le manque de renseignements sur les déterminants de l'écart salarial. L'un de ces déterminants est l'expérience de travail accumulée au cours de la vie. Souvent, on se sert de l'âge ou de la mesure de l'expérience de Mincer (âge – nombre d'années d'études – 6) comme mesure approximative de l'acquisition de compétences générales formant le capital humain ou de l'expérience de travail potentielle. Cependant, les approximations ont tendance à surestimer l'expérience de travail *réelle* des femmes parce qu'elles ne tiennent pas compte des interruptions de travail pour se consacrer à l'éducation des enfants (c'est-à-dire un retrait complet du marché du travail) ni de toute restriction du nombre d'heures travaillées par semaine ou du nombre de semaines travaillées par année.

L'EDTR est conçue pour recueillir des renseignements sur l'expérience de travail à partir du premier emploi rémunéré à temps plein. On demande aux participants à l'enquête d'indiquer les années durant lesquelles ils ont travaillé au moins six mois (année complète), ainsi

que celles durant lesquelles ils n'ont pas travaillé du tout, depuis qu'ils ont commencé à travailler à temps plein. Les autres années, on considère que ces personnes n'ont travaillé qu'une partie de l'année. Puis, on demande aux participants à l'enquête d'indiquer quelles années ils ont travaillé au moins six mois et s'ils ont travaillé à temps plein (au moins 30 heures par semaine), à temps partiel ou des deux façons. Les emplois à temps partiel ou les emplois d'été pendant les études ne sont pas inclus. D'après les renseignements recueillis, on calcule une mesure de l'expérience de travail exprimée en équivalent temps plein toute l'année (ETPTA) comme suit :

$$\begin{aligned} \text{ETPTA} &= \text{nombre d'années travaillées à temps plein} \\ &\quad \text{toute l'année} \\ &+ 0,5 \cdot (\text{nombre d'années travaillées à} \\ &\quad \text{temps partiel toute l'année}) \\ &+ 0,5 \cdot (\text{nombre d'années travaillées toute} \\ &\quad \text{l'année; en partie à temps plein, en} \\ &\quad \text{partie à temps partiel}) \\ &+ 0,25 \cdot (\text{nombre d'années travaillées} \\ &\quad \text{pendant une partie de l'année, à} \\ &\quad \text{temps partiel // pendant une partie} \\ &\quad \text{de l'année, à temps plein}). \end{aligned}$$

Les hommes et les femmes n'ont pas la même expérience du marché du travail (tableau 2). Selon l'approximation de Mincer pour l'expérience de travail potentielle, l'écart entre l'expérience professionnelle des

Tableau 2 : Différences d'expérience de travail, selon le sexe

	Hommes	Femmes
	Années	
Âge moyen	39,2	39,0
Nombre moyen d'années d'études	13,6	13,8
Approximation de Mincer pour l'expérience : Nombre moyen d'années potentielles d'expérience de travail (âge – n ^{bre} d'années d'études – 6)	19,5	19,1
Expérience réelle du marché du travail : Nombre moyen d'années d'expérience de travail en équivalent temps plein, toute l'année (ETPTA)	18,3	14,4
Proportion d'années potentielles d'expérience de travail consacrée au travail à temps plein, toute l'année	93,8	75,4

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997

Source des données

Les données proviennent de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 1997. L'EDTR sert à obtenir des renseignements sur la nature et la tendance liés à l'expérience du marché du travail des personnes selon les genres d'emplois qu'elles ont occupés, leurs gains et certaines caractéristiques de l'employeur. Toutefois, afin de dresser un tableau complet du bien-être économique, l'EDTR permet aussi de recueillir de l'information sur le revenu, et ce, en utilisant des catégories semblables à celles dont on se sert dans l'Enquête sur les finances des consommateurs.

Depuis janvier 1993, l'EDTR a permis de mener annuellement des interviews touchant l'emploi et le revenu auprès de 15 000 à 20 000 ménages à travers le pays. Un nou-

veau panel s'ajoute à l'enquête tous les trois ans (le deuxième, en 1996) et y participe pendant six ans.

La présente étude porte sur les employés de 18 à 64 ans qui ne sont pas inscrits à un programme d'études à temps plein durant l'année. Les travailleurs autonomes, avec ou sans entreprise constituée en société, ainsi que les personnes pour lesquelles des données manquaient sur le salaire horaire, l'expérience de travail à temps plein toute l'année, le nombre d'années d'études ou le nombre total d'heures habituellement travaillées dans l'emploi en question durant l'année ont été exclus. L'analyse se fonde sur 28 303 emplois — 14 604 occupés par des hommes et 13 699, par des femmes.

hommes et des femmes est faible (19,5 années et 19,1 années, respectivement). En revanche, si l'on évalue l'expérience réelle du marché du travail, le tableau est assez différent. Exprimée en ETPTA, l'expérience moyenne de travail est de 18,3 années pour les hommes et de 14,4 années pour les femmes. En outre, les hommes passent une plus forte proportion de leurs années potentielles d'expérience professionnelle à travailler à temps plein toute l'année (94 % contre 75 % pour les femmes).

En termes absolus, l'expérience réelle des jeunes femmes est comparable à celle de leurs homologues masculins, mais l'écart se creuse lorsque l'âge augmente (tableau 3). Cette situation pourrait tenir, en partie, au fait que les femmes plus âgées (cohorte des 55 à 64 ans en 1997) ont été moins portées que les générations ultérieures (cohorte des 25 à 34 ans en 1997) à cumuler les responsabilités professionnelles et familiales. Qui plus est, les jeunes hommes et les jeunes femmes viennent d'arriver sur le marché du travail et n'ont pas encore subi les effets des interruptions de carrière.

Même s'il s'agit d'un complément apprécié à l'étude de la différence de salaires, la mesure de l'expérience de travail fondée sur l'EDTR est loin d'être parfaite. L'enquête ne fournit pas de renseignements sur la *continuité* de l'expérience de travail, la *durée* des retraits du marché du travail ni la *fréquence* et le *moment* de ces retraits. Or, ces facteurs peuvent avoir des effets multiples sur la rémunération des femmes (Corcoran et Duncan, 1979).

D'abord, il existe des différences importantes entre les hommes et les femmes en ce qui concerne le nombre d'heures travaillées et la continuité de l'expérience de travail. Ainsi, les femmes sont plus susceptibles que les hommes de conjuguer des périodes de travail rémunéré et de retrait du marché du travail pour des raisons familiales. Cela a une incidence sur la durée d'occupation de l'emploi, facteur qui influe sur le salaire.

Deuxièmement, les compétences qui font partie du capital humain peuvent se déprécier en cas de retrait prolongé du marché du travail. Les femmes qui retournent travailler pour le même employeur après une interruption d'emploi

Tableau 3 : Expérience de travail réelle contre potentielle

Âge	Hommes			Femmes			Femmes/ hommes
	Poten- tielle	Réelle	Ratio	Poten- tielle	Réelle	Ratio	Expérience réelle
	Années		%	Années		%	%
18 à 64	19,5	18,3	93,8	19,1	14,4	75,4	78,7
18 à 24	3,4	2,9	85,3	2,8	2,4	85,7	82,8
25 à 34	10,0	9,2	92,0	9,4	7,9	84,0	85,9
35 à 44	19,4	18,2	93,8	19,6	15,6	79,6	85,7
45 à 54	29,6	27,9	94,3	29,2	21,5	73,6	77,1
55 à 64	40,2	37,1	92,3	40,2	23,8	59,2	64,2

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997

Nota : Les ratios représentent la proportion d'expérience de travail potentielle consacrée au travail à temps plein, toute l'année.

peuvent être moins susceptibles d'obtenir une promotion. Ou encore, celles qui ne retournent pas travailler pour le même employeur peuvent devoir accepter un travail moins bien rémunéré que celui qu'elles occupaient avant leur retrait.

Troisièmement, les femmes qui s'attendent à quitter plusieurs fois le marché du travail peuvent retarder leur formation, voire même décider d'accepter des emplois peu rémunérés dans des branches d'activité ou des professions où les entrées et les sorties sont aisées.

Enfin, le moment où a lieu le retrait du marché du travail peut avoir des répercussions sur le salaire. Les compétences professionnelles sont habituellement acquises en début de carrière, lequel coïncide généralement avec la période où est prise la décision de fonder une famille. On a montré qu'une part importante de la croissance des gains réels au cours de la vie a lieu durant les premières années après l'obtention d'un diplôme (Murphy et Welch, 1990). Par conséquent, le moment où ont lieu les retraits du marché du travail peut avoir d'importantes répercussions à long terme sur la courbe des gains futurs.

Se fonder sur les définitions du travail à temps plein toute l'année pour calculer l'expérience de travail exprimée en ETPTA peut poser des problèmes. Par *toute l'année*, on entend l'occupation d'un emploi pendant au moins six mois d'une année civile et par *temps plein*, on entend un travail d'au moins 30 heures par semaine. Comme on l'a mentionné plus haut, parmi les travailleurs à temps plein, le nombre d'heures habituellement travaillées par semaine varie considérablement. Par exemple, la personne A travaille 45 heures par semaine pendant 12 mois, alors que la personne B travaille 32 heures par semaine pendant 7 mois. D'après la mesure de l'ETPTA fondée sur les données de l'EDTR, chaque personne aurait accumulé une année d'expérience en ETPTA malgré l'écart important entre les nombres d'heures travaillées. En outre, la mesure de l'expérience de travail en ETPTA ne tient pas compte des retraits à court terme (moins de six mois) du marché du travail durant une année donnée. Presque 40 % des femmes qui travaillent prennent un congé de moins de six mois après la naissance d'un enfant (Marshall, 1999). Si ces interruptions de travail et ces heures de travail non enregistrées deviennent plus importantes à mesure que l'expérience augmente, alors la mesure de l'expérience de travail en ETPTA peut refléter moins exactement la quantité relative de travail effectuée par les hommes et par les femmes.

L'écart salarial non corrigé est faible pour les travailleurs ayant moins de deux années d'expérience (4 %), mais grandit à mesure que le nombre d'années d'expérience de travail augmente². Selon une étude des nouveaux diplômés de niveau postsecondaire réalisée aux fins de l'Enquête nationale auprès des diplômés, la différence de salaires entre les sexes était assez faible deux années après l'obtention du diplôme (7 %), mais s'accroissait de deux à cinq années après celle-ci (16 %) (Finnie et Wannell, 1999). Selon ces deux auteurs, ces résultats ont des conséquences intéressantes en ce qui concerne les profils des gains à long terme des diplômés, puisqu'ils donnent à penser que la réduction à long terme (permanente) de l'écart salarial entre les diverses cohortes de diplômés n'est peut-être guère aussi importante que ne le laissent entendre les résultats observés immédiatement après l'obtention du diplôme.

Instruction et principal domaine d'études

Le niveau de scolarité des Canadiennes s'est accru puisqu'il atteint maintenant celui des hommes et parfois même le dépasse. L'importance des caractéristiques du capital humain — notamment l'instruction — dans le processus de détermination du salaire a été fermement établie dans la littérature économique. L'EDTR fournit des renseignements sur le niveau de scolarité ainsi que sur le principal domaine d'études. Comme il fallait s'y attendre, plusieurs domaines d'études sont dominés par l'un des deux sexes. Par exemple, les diplômés en génie, en technologie et sciences appliquées ou en études professionnelles (écoles de métiers) sont principalement des hommes. Par contre, les femmes sont surreprésentées dans les domaines du commerce ou de l'administration des affaires, ainsi que dans ceux de la santé et de l'éducation. Puisque les salaires varient selon le principal domaine d'études, les choix que font les hommes et les femmes peuvent expliquer en partie la différence de salaires.

Explication de l'écart

Afin de décrire les causes des différences observées sur le marché du travail, les économistes examinent d'abord les divers attributs apportés en milieu de travail par les travailleurs. Il n'existe aucun ensemble universellement reconnu de variables de contrôle qu'il convient d'intégrer. Cependant, de l'avis général, il faut inclure des variables permettant de tenir compte de l'effet des facteurs liés à la productivité, comme la scolarité (niveau et principal domaine d'études), l'expérience, le carré de l'expérience, la durée d'occupation

de l'emploi, l'état matrimonial, la présence d'enfants, la situation de travail à temps partiel, la situation syndicale, la taille de l'entreprise, la région et la taille urbaine. L'ajout de contrôles pour la profession et la branche d'activité est discutable. Si les employeurs font une distinction entre les hommes et les femmes en ayant tendance à engager les uns plutôt que les autres pour certains emplois, alors l'attribution de la profession est le résultat des pratiques des employeurs plutôt que celui d'un choix personnel (Altonji et Blank, 1999). Les analyses qui ne tiennent pas compte de la profession et de la branche d'activité peuvent ne pas saisir l'importance du rôle joué par les caractéristiques liées aux antécédents et aux choix dans l'établissement du salaire, alors que celles qui tiennent entièrement compte de l'effet de ces variables peuvent sous-évaluer l'effet des contraintes du marché du travail sur ces résultats (voir *Explication de la différence de salaires entre les hommes et les femmes*).

L'utilisation de la mesure de l'expérience réelle au lieu de l'expérience potentielle permet d'expliquer *une plus grande part* de la différence de salaires (tableau 4). La part expliquée par le modèle classique est environ de 9,2 % à 37,4 % (en utilisant l'expérience de travail potentielle) et celle expliquée par le modèle augmenté est de 29,2 % à 49,3 % (en utilisant l'expérience de travail réelle). Ce résultat est nouveau pour le Canada, mais comparable à ceux obtenus pour d'autres pays (par exemple, Wright et Ermisch [1991] pour le Royaume-Uni; O'Neill et Polachek [1993] pour les États-Unis).

La portion de l'écart salarial imputable aux différences liées à l'expérience de travail entre les hommes et les femmes est gravement sous-estimée lorsque l'on fonde les calculs sur l'expérience potentielle plutôt que réelle du marché du travail. Les différences en ce qui concerne l'expérience de travail réelle expliquent jusqu'à 12 % de l'écart, tandis que les différences d'expérience de travail potentielle rendent compte de moins de 1 % de cet écart. Cela peut s'expliquer comme suit : d'abord, comme susmentionné, l'écart entre les hommes et les femmes est faible si l'on examine les caractéristiques moyennes de l'expérience de travail potentielle, mais il est important si l'on se fonde sur l'expérience de travail réelle exprimée en ETPTA³; ensuite, bien que les nombres potentiel et réel d'années d'expérience de travail soient fortement corrélés, une année supplémentaire d'expérience en ETPTA produit un rendement plus élevé qu'une année d'expérience de travail potentielle. Donc, si l'on se sert de la

Tableau 4 : Explication de la différence de gains horaires hommes-femmes

	Fraction de l'écart expliquée par ...			
	Modèle classique		Modèle augmenté	
	A*	B**	A*	B**
	%			
Approximation de Mincer	0,5	0,6		
Niveau de scolarité	-4,9	-3,3		
Expérience réelle			11,9	10,8
Niveau de scolarité, principal domaine d'études			5,4	4,1
Durée d'occupation de l'emploi	3,3	2,6	2,7	2,2
Situation de travail à temps partiel	8,4	2,9	6,8	2,2
Situation syndicale	0,5	0,8	0,5	0,8
Taille de l'entreprise	1,0	0,8	1,1	0,8
État matrimonial	1,0	0,9	1,1	1,0
Âge du plus jeune enfant	0,0	0,3	0,4	0,5
Région	-0,3	-0,2	-0,3	-0,2
Taille urbaine	-0,3	-0,4	-0,4	-0,5
Profession		9,2		6,8
Responsabilités professionnelles		6,2		5,7
Branche d'activité		17,0		15,1
Expliquée	9,2	37,4	29,2	49,3
Inexpliquée	90,8	62,6	70,8	50,7

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997

* Sans tenir compte de la branche d'activité et de la profession.

** En tenant compte de la branche d'activité et de la profession.

mesure de l'expérience exprimée en ETPTA, aussi bien l'écart entre les moyennes que celui entre les rendements expliquent une part plus importante de la différence de salaires que lorsque l'on se fonde sur l'expérience potentielle.

Les écarts entre les niveaux de scolarité des hommes et des femmes réduisent la partie expliquée de 5 % tout au plus, tandis que les différences entre les principaux domaines d'études selon le niveau de scolarité ne rendent pas compte de plus de 5 % de l'écart salarial. La contribution de chaque principal domaine d'études à l'écart salarial varie considérablement. Le fait que les hommes soient plus susceptibles que les femmes d'obtenir un diplôme en génie ou en sciences appliquées et que le rendement des diplômes dans ces domaines de spécialisation soit élevé permettent d'expliquer environ 15 %⁴ de l'écart. Cependant, la prévalence des

femmes qui obtiennent un diplôme en sciences de la santé ou en éducation — professions pour lesquelles les gains sont élevés — réduit de 5 % à 9 % la partie expliquée de l'écart.

Malgré la longue liste de facteurs ayant trait à la productivité utilisée dans la présente étude, une part importante de l'écart salarial reste inexpliquée. D'autres grandes études menées au Canada ont produit des résultats semblables (Baker et autres, 1995; Gunderson, 1998; Christofides et Swidinsky, 1994). Ces différences considérables et inexpliquées peuvent être attribuables à des facteurs reliés à la productivité, aux décisions prises sur le marché du travail ou à des mesures des compétences dont les données de l'EDTR ne rendent pas compte.

Choix d'une structure salariale non discriminatoire

Les questions concernant la différence de rémunération sont souvent formulées de façon à établir dans quelle mesure le salaire des femmes est équivalent à celui des hommes présentant des caractéristiques comparables. Par conséquent, la structure salariale des hommes est souvent considérée comme étant la structure salariale « concurrentielle » ou « non discriminatoire ». Toutefois, on peut choisir d'autres structures salariales concurrentielles. Si l'on prend pour référence la structure salariale des femmes, la question qui se pose est celle de savoir quel salaire hypothétique les hommes recevraient s'ils étaient rémunérés conformément à la structure salariale des femmes. D'autres approches sous-entendent que la structure concurrentielle serait, en fait, comprise entre les structures salariales des hommes et des femmes. Selon certains auteurs, la structure salariale concurrentielle devrait s'approcher davantage de la structure observée pour le groupe le plus important (Cotton, 1988). Autrement dit, le rendement doit être estimé sous forme de moyenne pondérée des coefficients appliqués pour les hommes et pour les femmes, où les poids correspondent simplement aux proportions respectives d'hommes et de femmes dans la population totale. D'autres proposent d'utiliser comme estimation de la structure salariale concurrentielle l'estimation par les moindres carrés en partant d'un modèle combiné ou *groupé* (Neumark, 1988).

Si l'on adopte la structure salariale des hommes comme norme concurrentielle, 51 % de la différence de salaires est expliquée par les différences de rendement des caractéristiques qui déterminent les salaires, tandis que 49 % est attribuable à des différences entre

les quantités possédées de caractéristiques déterminant les salaires. En revanche, si l'on adopte la structure salariale des femmes, les différences entre les caractéristiques hommes-femmes expliquent 6 % de l'écart, tandis que celles entre les rendements des caractéristiques qui déterminent les salaires rendent compte de 94 % de l'écart salarial.

Par construction, la méthode de la moyenne pondérée produit des valeurs de décomposition qui sont bornées par celles obtenues lorsque l'on utilise les structures salariales distinctes des hommes et des femmes. Cette méthode produit une composante expliquée de 30 % et une composante inexpliquée de 70 %. Enfin, lorsque comparée aux trois autres modèles de structure salariale concurrentielle, la méthode groupée attribue une proportion plus faible (39 %) de l'écart salarial à des différences de rendement des caractéristiques qui déterminent les salaires, mais une proportion plus forte à des différences entre les caractéristiques des deux sexes.

Ces résultats suggèrent que le choix d'une autre structure salariale comparative peut mener à des interprétations assez différentes des composantes liées aux différences salariales entre les sexes.

La différence de salaires varie en fonction de la répartition des salaires

L'un des principaux inconvénients des méthodes décrites plus haut tient au fait qu'elles ne s'appuient que sur les renseignements concernant la différence *moyenne* de rémunération et qu'elles se fondent sur l'hypothèse que la grandeur de l'écart salarial et ses composantes ne varient pas le long de la courbe complète de répartition des salaires.

Comparativement à la différence absolue prévue de salaires calculée d'après les attributs du travailleur type, les différences entre les caractéristiques observables hommes-femmes expliquent environ 47 % de la différence de rémunération au 90^e centile, mais 57 % au 25^e centile. Ces résultats donnent à penser que les 50 % de l'écart salarial imputables aux hommes et aux femmes qui possèdent des caractéristiques différentes déterminant le salaire *à la moyenne* ne représentent pas exactement les différences observées *le long* de la courbe de répartition des salaires. En outre, l'importance du rôle joué par les facteurs pertinents dans l'explication de la différence de salaires varie en fonction de la courbe de répartition des salaires. L'expérience de travail, les responsabilités professionnelles et la branche d'activité sont des facteurs qui expliquent davantage

les différences de salaires à l'extrémité supérieure qu'à l'extrémité inférieure de la courbe de répartition, tandis que la profession, la situation syndicale et la situation de travail à temps partiel expliquent davantage les différences observées à l'extrémité inférieure qu'à l'extrémité supérieure de la courbe⁵.

Apport possible d'autres facteurs

Les modèles de régression utilisés pour l'analyse de décomposition n'expliquent pas plus que la moitié de la variation des salaires horaires des hommes et des femmes. On pourrait améliorer l'ajustement du modèle aux données de l'EDTR par l'ajout d'autres variables considérées comme ayant un effet sur le salaire. Les données habituellement utilisées proviennent d'enquêtes-ménages. Les chercheurs n'ont pu démontrer l'incidence potentielle qu'ont les caractéristiques de l'entreprise — autres que la branche d'activité et la taille de l'entreprise — sur les salaires des hommes et des femmes. La nouvelle Enquête sur le milieu de travail et les employés permettra aux chercheurs d'aller au-delà des caractéristiques spécifiques au travailleur en donnant plus d'importance au lieu de travail. Toutefois, comme on l'a déjà mentionné, la différence de salaires ne peut être expliquée que si le facteur en question a un effet sur le salaire *et* que la répartition du facteur n'est pas la même pour les hommes que pour les femmes.

Les préférences pour un type particulier de travail (c'est-à-dire le travail rémunéré ou autonome, le nombre d'heures travaillées, le lieu de travail, les responsabilités) varient selon la personne. Les différences entre les hommes et les femmes sur le marché du travail peuvent refléter d'authentiques différences quant aux préférences, aux expériences vécues avant l'entrée sur le marché du travail, aux attentes ou aux possibilités. Il est par conséquent difficile de faire la distinction entre une décision fondée sur un choix et un traitement différent fondé sur le sexe. Par exemple, les expériences vécues avant l'entrée sur le marché du travail — qui sont liées aux attentes fondées sur le sexe, aussi bien à la maison que dans le système d'éducation — peuvent avoir une incidence sur le niveau de scolarité atteint et le choix du principal domaine d'études, la participation au marché du travail, le choix de l'emploi et les habitudes de travail.

La plupart des articles publiés à ce jour insistent sur le rôle important de l'imperfection de l'information au sujet des attributs des travailleurs. Les employeurs, qui

prennent constamment des décisions concernant le recrutement et les promotions, peuvent tenir compte du sexe pour prédire l'engagement professionnel futur. Certaines entreprises peuvent hésiter à engager des femmes, parce que celles-ci comptent, en moyenne, un plus grand nombre d'interruptions de carrière et un plus grand nombre d'absences pour des raisons familiales que les hommes. Par conséquent, il pourrait y avoir une discrimination statistique (Arrow, 1973). Cela serait particulièrement vrai dans le cas des entreprises dont les coûts de recrutement et de formation sont importants ou dont les barèmes salariaux sont plus élevés. Si le comportement des employeurs évolue à mesure que s'accroît la participation des femmes au marché du travail, l'accès de ces dernières à des emplois fortement rémunérés s'améliorera en raison de la diminution de la discrimination statistique.

Résumé

Bien que les différences entre les gains des hommes et ceux des femmes se soient atténuées depuis les années 1970, elles restent étonnamment persistantes. Les questions de nature quantitative et méthodologique jouent un rôle important dans l'étude de ces différences.

Les estimations du ratio ayant trait à la rémunération dépendent de la mesure utilisée. Les différences conceptuelles entre les sources de données et l'utilisation de mesures des gains qui ne tiennent pas pleinement compte des différences de volume de travail font varier la valeur du ratio. La portion de l'écart salarial attribuable aux différences relatives à l'expérience de travail entre les hommes et les femmes est gravement sous-estimée si l'on utilise des approximations de la mesure de l'expérience plutôt que la mesure réelle de cette dernière. Le niveau de scolarité n'explique qu'une très faible partie de la différence de salaires, mais le principal domaine d'études choisi nous permet de mieux la comprendre.

Les conclusions tirées dépendent fréquemment de la méthode choisie par le chercheur. Les questions étudiées sont souvent énoncées de façon à déterminer dans quelle mesure les femmes sont payées de la même façon que les hommes ayant des caractéristiques comparables. La plupart des études ont pour point de référence la structure salariale des hommes. Cependant, il est possible d'utiliser d'autres structures salariales, qui produisent des estimations de la partie inexpliquée de la différence de salaires variant de 39 % à 94 %.

L'un des inconvénients tient au fait que l'on ne s'appuie que sur l'écart moyen. Un tableau différent se dégage lorsque l'on tient compte de la grandeur de l'écart salarial et ses composantes le long de la courbe complète de répartition des salaires.

Perspective

■ Notes

1 Pour ce qui est des logarithmes moyens des salaires, la différence de salaires horaires femmes-hommes est de 0,220.

2 Les ratios des salaires horaires femmes-hommes sont de 0,96 pour 0 à 2 années d'expérience de travail réelle en ETPTA, 0,87 pour 3 à 5 années, 0,85 pour 6 à 9 années, 0,82 pour 10 à 19 années et 20 à 29 années, et 0,80 pour 30 années ou plus.

3 Les hommes comptent 0,4 année d'expérience de travail potentielle et 3,9 années d'expérience réelle de plus que les femmes.

4 Le calcul de la contribution de chaque principal domaine d'études à l'écart salarial femmes-hommes se fonde sur les résultats du modèle augmenté qui comprend des données détaillées sur la profession et la branche d'activité.

5 L'expérience de travail, les responsabilités professionnelles et la branche d'activité expliquent 14 %, 13 % et 29 % des différences de salaires entre les hommes et les femmes au 90^e centile, comparativement à 12 %, 4 % et 15 % au 25^e centile. La profession, la situation syndicale et la situation de travail à temps partiel rendent compte de 6 %, 5 % et 7 % des différences de salaires au 25^e centile, alors qu'au 90^e centile, ces facteurs ont tendance à réduire la composante expliquée de -15 %, -3 % et -4 %, respectivement. La meilleure façon de concevoir l'expérience consiste à se fonder sur les caractéristiques du travailleur type près du centile considéré, puisque les caractéristiques des travailleurs qui se situent à l'extrémité supérieure de la courbe de répartition des salaires diffèrent de celles du travailleur moyen ou des travailleurs qui se situent à l'extrémité inférieure de cette répartition.

■ Documents consultés

ALTONJI, J., et R. BLANK. « Race and gender in the labor market », *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter et D. Card, Amsterdam, New York et Oxford, Elsevier Science, North-Holland, 1999, vol. 3C, p. 3143 à 3259.

ARROW, K. « The theory of discrimination », *Discrimination in Labor Markets*, New Jersey, Princeton University Press, O. Ashenfelter et A. Rees, 1973, p. 3 à 33.

BAKER, M., et autres. « The distribution of the male/female earnings differential, 1970-1990 », *Canadian Journal of Economics*, Canadian Economics Association, août 1995, vol. 28, n° 3, p. 479 à 501.

CHRISTOFIDES, L., et R. SWIDINSKY. « Wage determination by gender and visible minority status: evidence from the 1989 LMAS », *Canadian Public Policy*, mars 1994, vol. 20, n° 1, p. 34 à 51.

CORCORAN, M., et G. DUNCAN. « Work history, labor force attachment and earnings differences between the races and the sexes », *Journal of Human Resources*, hiver 1979, vol. 14, n° 1, p. 3 à 20.

COTTON, J. « On the decomposition of wage differentials », *The Review of Economics and Statistics*, Ottawa, mai 1988, vol. 70, n° 2, p. 236 à 243.

FINNIE, R., et T. WANNELL. « The gender earnings gap amongst Canadian bachelor's level university graduates : a cross-cohort, longitudinal analysis », *Women and Work*, Queen's University, R. Chaykowski et L. Powell, Kingston, Ontario, John Deutsch Institute for the Study of Economic Policy, 1999.

GUNDERSON, M. *Women and the Canadian labour market : transitions towards the future*, n° 96-321-MPE au catalogue de Statistique Canada, Ottawa/Toronto, Statistique Canada/ITP Nelson, 1998, n° 2, série « Census Monograph ».

MARSHALL, K. « L'emploi après la naissance d'un enfant », *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XPFP au catalogue de Statistique Canada, automne 1999, vol. 11, n° 3, p. 20 à 28.

MUELLER, R. « Public-private sector wage differentials in Canada : evidence from quantile regressions », *Economics Letters*, août 1998, vol. 60, n° 2, p. 229 à 235.

MURPHY, K., et F. WELCH. « Empirical age-earnings profiles », *Journal of Labor Economics*, avril 1990, vol. 8, n° 2, p. 202 à 229.

NEUMARK, D. « Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination », *Journal of Human Resources*, été 1988, vol. 23, n° 3, p. 279 à 295.

O'NEILL, J., et S. POLACHEK. « Why the gender gap in wages narrowed in the 1980s », *Journal of Labor Economics*, janvier 1993, vol. 11, n° 1, partie 1, p. 205 à 228.

WRIGHT, R., et J. ERMISCH. « Gender discrimination in the British labour market : a reassessment », *Economic Journal*, mai 1991, vol. 101, n° 406, p. 508 à 522.

Appendice : Explication de la différence de salaires entre les hommes et les femmes

L'examen de la structure des salaires des hommes et des femmes se fonde sur l'estimation de la relation entre le taux horaire de salaire et les caractéristiques observées exprimée sous forme semi-logarithmique, à savoir :

$$\ln w_i = X_i \beta + u_i \quad i = m, f \quad (1)$$

où le logarithme naturel du salaire est la variable dépendante, X_i représente un vecteur des caractéristiques du travailleur et de l'employeur, β représente un vecteur des coefficients mesurant le rendement de ces caractéristiques et u représente le terme d'erreur. Chaque coefficient correspond à la variation en pourcentage du taux horaire de salaire causée par une variation d'une unité de la valeur de la variable explicative.

D'après les régressions calculées, on décompose l'écart entre les logarithmes moyens des salaires des hommes et des femmes en trois termes, à savoir (tableau A1) :

$$\overline{\ln w_m} - \overline{\ln w_f} = (\overline{X_m} - \overline{X_f})\beta^* + \overline{X_m}(\beta_m - \beta^*) + \overline{X_f}(\beta^* - \beta_f) \quad (2)$$

où β^* représente le choix de la structure comparative des salaires. On traite du choix de cette structure dans la section *Choix d'une structure salariale non discriminatoire*. Le premier terme représente la partie expliquée, qui inclut les différences hommes-femmes quant aux caractéristiques des travailleurs $\overline{X_m} - \overline{X_f}$ évaluées selon la structure salariale concurrentielle β^* . Le résidu, ou composante inexpliquée, est la partie de l'écart attribuable aux différences de rendement des caractéristiques déterminant la rémunération et

comprend un avantage masculin (deuxième terme) et un désavantage féminin (troisième terme). Cette décomposition est possible en raison de la propriété des moindres carrés ordinaires (MCO) qui fait que le salaire moyen dans l'échantillon, \overline{w} , est égal au produit du vecteur moyen des caractéristiques \overline{X} et des coefficients de régression estimés $\hat{\beta}$.

Des études antérieures ont montré qu'il existe entre les hommes et les femmes des différences qui peuvent influencer sur leur productivité, mais qui n'expliquent pas nécessairement l'écart entre leurs salaires. Ces différences ne peuvent expliquer l'écart salarial que si elles-mêmes sont d'importants déterminants de la rémunération. L'écart entre les salaires des hommes et des femmes peut tenir à des différences entre les caractéristiques liées à la productivité ou encore à des différences de rémunération pour les mêmes caractéristiques ayant trait à la productivité.

Les méthodes de régression par quantile révèlent une dispersion des valeurs de la différence de salaires que les modèles des MCO ne permettent pas de saisir. Les propriétés du modèle des MCO utilisées plus haut (équation 1) assurent que le salaire moyen, \overline{w} , est égal aux caractéristiques moyennes d'échantillon \overline{X} évaluées pour les coefficients de régression estimés $\hat{\beta}$. Cependant, le modèle de régression par quantile ne possède aucune propriété comparable et, par conséquent, ne permet aucune décomposition exacte. L'écart entre les logarithmes des salaires des hommes et des femmes peut être exprimé (conformément à la notation de Mueller, 1998) de la façon suivante :

$$\ln w_m^q - \ln w_f^q = \beta_m^q (\overline{X_m} - \overline{X_f}) + \overline{X_f} (\beta_m^q - \beta_f^q) \quad (3)$$

où $\ln w_k^q$ est le logarithme naturel du salaire horaire pour le sexe i évalué au quantile q , β_i^q est un vecteur des coefficients estimés pour le sexe i évalués au quantile q , \overline{X}_i est un vecteur des caractéristiques moyennes du travailleur i ($i = m, f$ représente les sexes masculin et féminin respectivement et $q = 0,10, 0,25, 0,50, 0,75$ et $0,90$).

Les coefficients du modèle de régression par quantile du logarithme du salaire horaire permettent de calculer deux ensembles de valeurs prévues. Le premier est subordonné aux conditions d'un vecteur des caractéristiques des hommes et des femmes qui se situent autour du centile considéré, tandis que le deuxième est subordonné au vecteur des caractéristiques moyennes de l'ensemble des hommes et des femmes (tableau A2). Pour calculer les salaires prévus des hommes et des femmes au 25^e centile, le premier ensemble de variables de contrôle comprend les caractéristiques des personnes comprises entre les 20^e et 30^e centiles. Le deuxième ensemble de variables de contrôle, utilisé pour calculer les salaires prévus, est simplement celui des caractéristiques moyennes de l'ensemble des hommes et des femmes, respectivement.

Tableau A1 : Décomposition de la différence de salaires hommes-femmes

Structure	Valeur β^* (équation 2)	Écart entre les logarithmes des salaires = 0,220	
		Expliqué [†]	Inexpliqué ^{††}
Hommes	β_m	0,108 49,3 %	0,112 50,7 %
Femmes	β_f	0,013 5,9 %	0,206 93,6 %
Pondérée	$\beta_m p_m + \beta_f p_f$	0,067 30,5 %	0,153 69,5 %
Groupée	$\tilde{\beta}$	0,135 61,1 %	0,086 39,1 %

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997

[†] En raison des différences de caractéristiques déterminant le salaire.

^{††} En raison des différences de rendement des caractéristiques déterminant le salaire.

Appendice : Explication de la différence de salaires entre les hommes et les femmes (fin)

Pour chaque centile, les salaires réel et prévu des hommes sont toujours supérieurs à ceux des femmes. La différence prévue de salaires peut s'écarter de la différence réelle de salaires. Par exemple, pour le 10^e centile, la différence réelle de salaires est d'environ 23 %. Par contre, la différence prévue est de 18 % si l'on tient compte des caractéristiques du travailleur *type*, et de 19 % si l'on se fonde sur les

caractéristiques moyennes. Si l'on prend pour référence les caractéristiques du travailleur *moyen*, la différence prévue de salaires augmente le long de la courbe de répartition des salaires. Cependant, on ne peut tirer la même conclusion si l'écart prévu est fondé sur les caractéristiques d'un travailleur *type* du centile considéré ou si l'on calcule la différence réelle de salaires.

Tableau A2 : Ratios et décomposition des salaires le long de la courbe de répartition des salaires

	Écarts entre les logarithmes des salaires			Décomposition [†] par	
	Réel	Prévu-1* $= \beta_m^q X_m^q - \beta_f^q X_f^q$	Prévu-2** $= \beta_m^q \bar{X}_m - \beta_f^q \bar{X}_f$	Quantile du logarithme Expliqué-1	Écart salarial Expliqué-2
					%
10 ^e centile	0,230	0,182	0,192	51,8	55,6
25 ^e centile	0,237	0,237	0,210	57,3	55,0
Médiane	0,226	0,193	0,231	46,0	46,4
75 ^e centile	0,215	0,209	0,238	54,1	49,8
90 ^e centile	0,209	0,214	0,258	47,0	40,6

Source : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997

* Le calcul de l'écart entre les logarithmes des salaires se fonde sur les coefficients du modèle de régression par quantile du logarithme des salaires horaires subordonnés aux conditions d'un vecteur des caractéristiques du travailleur *type* situé à + ou -5 du centile sélectionné.

** Le calcul de l'écart entre les logarithmes des salaires se fonde sur les coefficients du modèle de régression par quantile du logarithme des salaires horaires subordonnés à un vecteur des caractéristiques moyennes des travailleurs.

† Le calcul de Expliqué-1 se fonde sur les caractéristiques du travailleur *type* se situant à + ou -5 du centile sélectionné, tandis que celui de Expliqué-2 se fonde sur les caractéristiques du travailleur *moyen*.

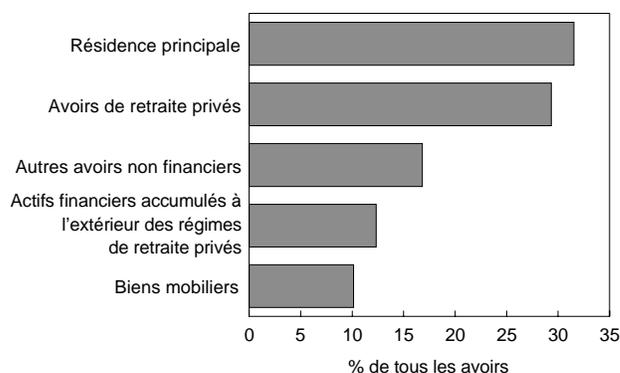
Avoirs de retraite privés : 1999

Karen Maser et Thomas Dufour

Selon l'Enquête sur la sécurité financière, les avoirs de retraite privés comprennent : les épargnes des particuliers accumulées dans les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) et dans les fonds enregistrés de revenu de retraite (FERR), la valeur des prestations de régimes de retraite « accumulées » au moyen de la participation à un régime de retraite d'employeur (RRE) et d'autres instruments d'épargne-retraite comme les rentes et les régimes de retraite à participation différée aux bénéficiaires. On parle d'épargne-retraite *privée* pour montrer que ces avoirs ne comprennent pas la valeur des prestations qui seront versées au titre de la Sécurité de la vieillesse/du Supplément de revenu garanti (SV/SRG), ainsi que du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec (RPC/RRQ).

Les avoirs de retraite privés constituent une composante majeure des avoirs des unités familiales canadiennes, représentant près de 29 % de la valeur de tous leurs avoirs. Malgré la taille et l'importance de ces avoirs, ils se situent au deuxième rang après l'avoir le plus important, soit la résidence principale. Ils doivent aussi être pris en compte dans toute discussion de préparation à la retraite, car ils peuvent jouer un rôle très important sur le plan de la sécurité financière.

Graphique A : Les épargnes de retraite privés et la résidence principale sont les principaux avoirs de la plupart des Canadiens.



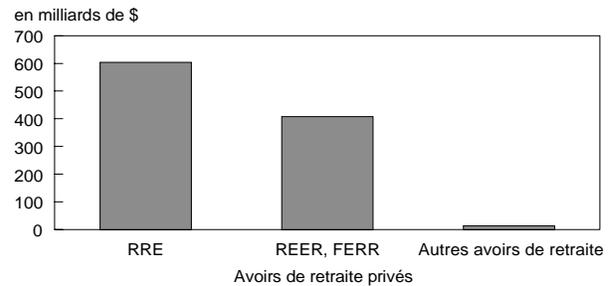
Source : Enquête sur la sécurité financière

Karen Maser et Thomas Dufour sont au service de la Division de la statistique du revenu. On peut communiquer avec Karen Maser au (613) 951-0793 ou à karen.maser@statcan.ca et avec Thomas Dufour, au (613) 951-2088 ou à thomas.dufour@statcan.ca.

La valeur totale des avoires de retraite privés s'établit à juste au-dessus de 1 billion de dollars. Ces fonds sont d'importance capitale car les personnes âgées en tirent une partie importante de leur revenu. En outre, ils jouent un rôle très important sur les marchés financiers actuels puisqu'ils représentent l'une des plus importants sources de capitaux d'investissement au pays.

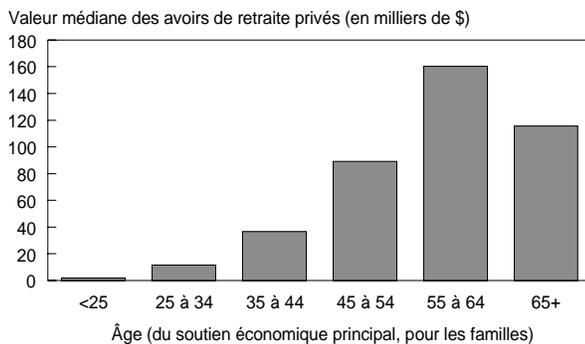
La valeur des prestations (604 milliards de dollars) qui seront versées en vertu des régimes de retraite d'employeur représentent bien plus de la moitié du montant total des avoires accumulés dans les régimes de retraite privés. Cette somme est considérablement supérieure à celle accumulée dans les REER et les FERR (408 milliards de dollars). Près de 60 % des unités familiales ont des REER ou des FERR; leur valeur médiane est de 20 000 \$. Même si moins d'unités familiales ont des avoires dans des RRE (47 %), la valeur médiane de cet avoir est beaucoup plus importante (49 300 \$). La valeur des prestations de régimes de retraite d'employeur comprend celle des participants actuels ainsi que de ceux qui touchent ces prestations.

Graphique B : Les régimes de retraite d'employeur représentent la plus grande part des avoires de retraite privés.



Source : Enquête sur la sécurité financière

Graphique C : La valeur médiane des avoires de retraite privés est la plus élevée chez les 55 à 64 ans.



Source : Enquête sur la sécurité financière

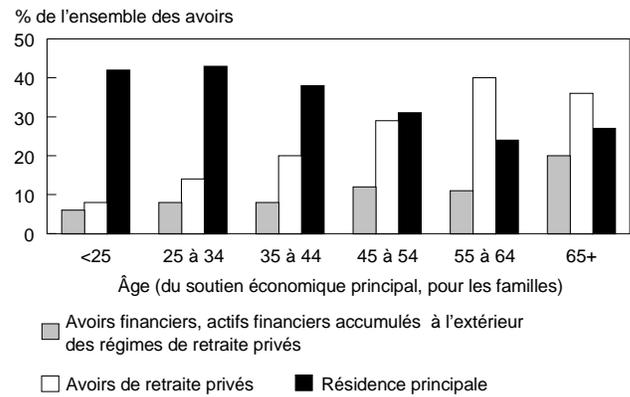
Le montant des avoires de retraite privés des unités familiales augmente considérablement avec l'âge du particulier ou, dans le cas des familles, du soutien économique principal. Les unités familiales dont le prin-

cipal soutien économique était âgé de 55 à 64 ans possédaient les avoires de retraite les plus importants. La médiane des avoires de retraite de ces unités familiales, qui approchaient l'âge de la retraite ou venaient de prendre leur retraite, s'établissait à 160 300 \$. Il n'est pas étonnant que ces familles se situent au premier rang pour ce qui est des avoires de retraite. La valeur des prestations de régime de retraite d'employeur augmente avec le nombre d'années de service; en outre, ces personnes ont disposé d'une période plus longue pour accumuler des avoires dans un REER.

Les unités familiales plus âgées (celles dont le soutien économique principal était âgé de 65 ans ou plus) avaient aussi d'importants avoires de retraite privés, se situant au deuxième rang après les familles dont le soutien économique principal était âgé de 55 à 64 ans. La médiane des avoires de retraite de ces unités familiales s'établissait à 115 700 \$. La plupart de ces familles étaient à la retraite et tiraient déjà un revenu de ces avoires, réduisant la somme par rapport à un maximum atteint à la veille de la retraite.

À mesure que l'âge du soutien économique principal augmente, les avoirs de retraite privés représentent une proportion beaucoup plus importante du total des avoirs. Pour les unités familiales dont le soutien économique principal était âgé de 55 à 64 ans, les avoirs de retraite étaient de loin la composante la plus importante du total des avoirs (40 %). Par contre, les avoirs de retraite représentaient seulement environ 20 % des avoirs des unités familiales dont le soutien économique principal était âgé de 35 à 44 ans; l'avoir le plus important de ces familles était la résidence principale (38 % du total des avoirs). Les actifs financiers accumulés à l'extérieur des régimes de retraite privés était un avoir plus important dans le cas des groupes plus âgés, représentant 20 % de l'avoir total des unités familiales dont le soutien économique principal était âgé de 65 ans ou plus. Ces actifs sont importants, puisqu'ils génèrent un revenu pour ce groupe d'âge.

Graphique D : Les avoirs de retraite privés représentent la plus importante proportion des avoirs des personnes ayant 55 ans et plus.

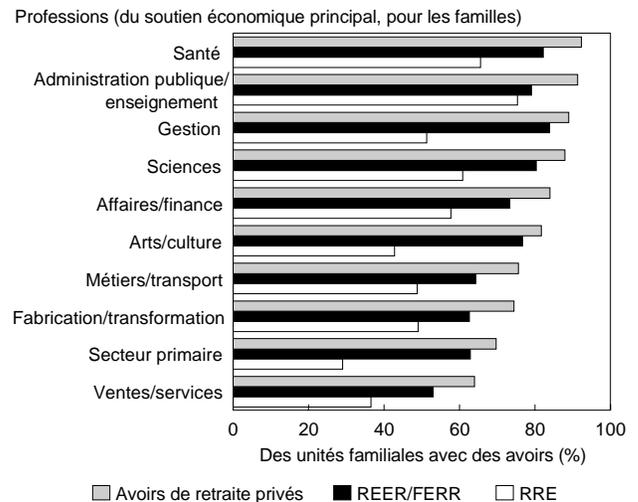


Source : Enquête sur la sécurité financière

Les unités familiales dont le soutien économique principal détenait un emploi dans le secteur public (dans l'administration publique ou dans le domaine de l'enseignement) non seulement étaient parmi les plus susceptibles de posséder des avoirs de retraite privés (91 %), mais la valeur médiane de leur pension de retraite était la plus élevée (84 400 \$). Presque tous les employeurs du secteur public offrent un régime de retraite d'employeur.

Les unités familiales dont le soutien économique principal occupait un emploi dans la catégorie de la gestion avaient aussi des avoirs de retraite privés relativement importants; la valeur médiane était 74 300\$. En outre, la valeur médiane de leurs avoirs accumulés dans des REER/FERR était la plus élevée (35 000 \$). Cette situation tient probablement au fait que ces unités familiales avaient le revenu familial médian après impôt le plus élevé (56 100 \$) et, par conséquent, étaient mieux en mesure de faire des économies.

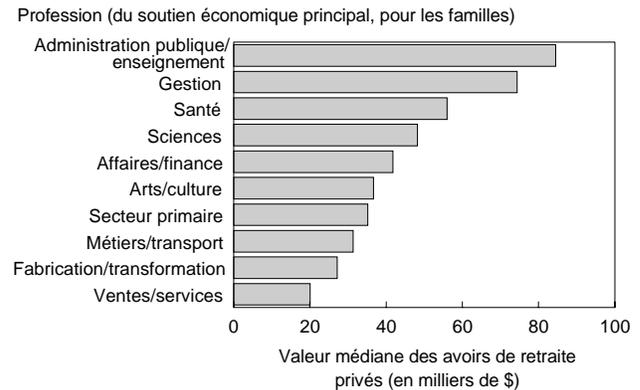
Graphique E : Les employés de l'administration publique, l'enseignement et la santé sont plus susceptibles de posséder des avoirs de retraite privés.



Source : Enquête sur la sécurité financière

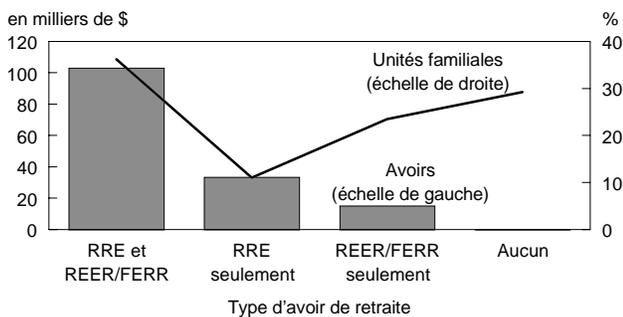
Les personnes dans certaines professions du secteur privé non seulement sont moins susceptibles de posséder des avoirs de retraite, mais la valeur médiane de leurs avoirs est plus faible. Par exemple, 13 % des personnes ou des soutiens économiques principaux étaient employés dans le domaine des ventes et des services. Une proportion beaucoup plus faible des unités familiales dans cette profession possédaient des avoirs de retraite (64 %) et la valeur médiane de ces avoirs (20 000 \$) était plus faible que dans le cas de toute autre profession. Les unités familiales dont le soutien économique principal appartenait à cette profession affichaient aussi le revenu familial médian après impôt le plus faible, de sorte qu'elles étaient moins en mesure de cotiser à un REER.

Graphique F : La valeur médiane des avoirs de retraite privés est la plus élevée chez les personnes ayant un emploi dans l'administration publique ou dans l'enseignement.



Source : Enquête sur la sécurité financière

Graphique G : La valeur médiane des avoirs de retraite privés est la plus élevée chez les unités familiales ayant à la fois un RRE et un REER/FERR.



Source : Enquête sur la sécurité financière

Les unités familiales ayant accumulé des avoirs dans un régime de retraite d'employeur et dans un REER/FERR possédaient des avoirs de retraite nettement plus importants que celles ayant accumulé des avoirs dans l'un ou l'autre type de régime. La valeur médiane des avoirs de retraite s'établissait à 102 900 \$ dans le cas des 36 % des familles possédant les deux types d'avoirs comparativement à 33 300 \$ dans le cas des familles ayant seulement un RRE et à 15 000 \$ dans le

cas de celles ayant seulement un REER/FERR. Il est intéressant de noter que les participants à un RRE ont tendance à contribuer davantage à leur REER que ceux qui n'y participent pas. Ce phénomène tient dans une large mesure au revenu. La moitié des unités familiales ayant accumulé des avoirs dans un RRE et dans un REER disposaient d'un revenu familial après impôt d'au moins 40 000 \$, comparativement à 17 % des unités familiales qui ne possédaient que des avoirs accumulés dans un RRE.

Le nombre d'unités familiales ayant seulement un REER était sensiblement plus élevé que celui des unités familiales ayant seulement un RRE (24 % par rapport à 11 %), ce qui s'explique dans une large mesure par la plus grande disponibilité des REER. Toute personne gagnant un revenu (principalement un revenu d'emploi) pouvait cotiser à un REER, alors que seulement celles qui ont travaillé pour un employeur ayant offert un régime de retraite peuvent posséder des avoirs accumulés dans un RRE.

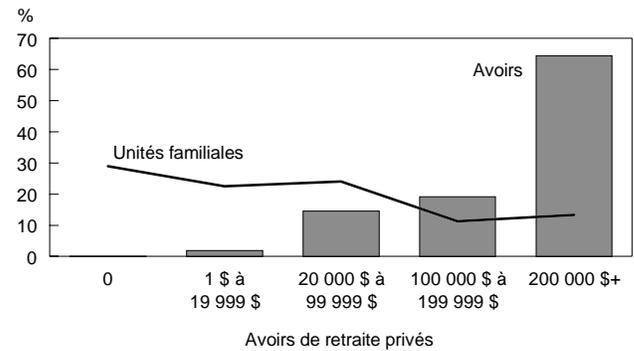
Les unités familiales ayant seulement un RRE était beaucoup plus élevée que celle des avoirs de retraite des unités familiales ayant seulement un REER/FERR. À nouveau, cette situation tient à l'obligation de cotiser régulièrement à un RRE, obligation qui n'existe pas dans le cas d'un REER.

Les avoirs de retraite privés étaient concentrés parmi un pourcentage relativement faible d'unités familiales. Les 25 % des unités familiales ayant accumulé 100 000 \$ ou plus en avoirs de retraite privés détenaient juste au-dessus de 84 % de ces avoirs. Environ la moitié (13 %) possédaient au moins 200 000 \$ en avoirs de retraite — ce groupe représentait à lui seul près des deux tiers (64 %) du total. Toutefois, près de 29 % de toutes les unités familiales ne possédaient pas d'avoirs de retraite privés en 1999.

Près de la moitié (49 %) des unités familiales dont le soutien économique principal était âgé de 55 à 64 ans possédaient au moins 100 000 \$ en avoirs de retraite privés. Ce groupe d'âge avait aussi le plus faible pourcentage d'unités familiales ne possédant pas d'avoirs de retraite (21 %). Un pourcentage beaucoup plus faible (36 %) d'unités familiales dont le soutien économique principal était susceptible d'avoir pris sa retraite (étant âgé de 65 ans ou plus) possédaient des avoirs de retraite de 100 000 \$ ou plus. Bon nombre de ces unités familiales ont déjà puisé dans leurs avoirs de retraite, ce qui a pour effet d'en réduire le montant total.

La vaste majorité d'unités familiales ne possédant pas d'avoirs de retraite privés avaient un revenu d'emploi plus faible. Dans le cas des unités familiales économiques dont le soutien économique principal était âgé de 25 à 64 ans, plus de 70 % des familles composées de deux personnes ou plus ne possédant pas d'avoirs de retraite avaient des gains inférieurs à 30 000 \$. Environ 78 % des personnes seules gagnaient moins de 20 000 \$. Même si ces familles et ces personnes ont peu d'épargnes personnelles, les régimes publics tels le programme SV/SRG ainsi que le RPC/RRQ leur assureront un revenu minimum à la retraite; ce revenu remplacera une partie considérable de leurs gains avant la retraite. En appliquant les taux de 1998, une personne seule n'ayant pas d'autres revenus toucherait en vertu du programme SV/SRG un revenu annuel juste au-dessous de 11 000 \$ à l'âge de 65 ans alors qu'un couple, tous deux âgés de 65 ans, toucherait environ 17 800 \$.

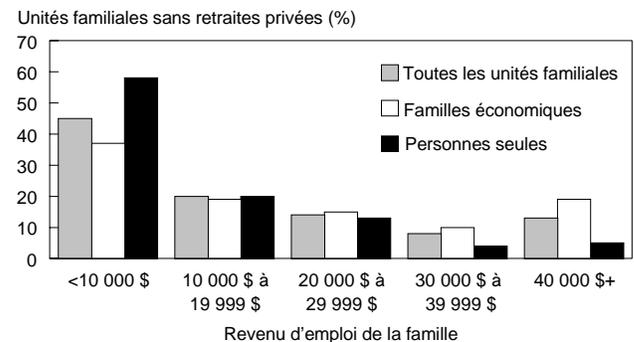
Graphique H : Environ un quart des unités familiales possédaient 84 % des avoirs de retraite privés.



Source : Enquête sur la sécurité financière

Il convient de noter que 34 % des unités familiales dont le soutien économique principal était âgé de 65 ans ou plus ne possédaient pas d'avoirs de retraite. Cependant, la situation financière de ces familles ne sera pas nécessairement moins bonne qu'elle ne l'était avant la retraite, puisque leur revenu provenant de programmes gouvernementaux (SV/SRG et RPC/RRQ) sera peut-être suffisant pour leur permettre de maintenir le même niveau de vie qu'auparavant.

Graphique I : La plupart des unités familiales âgées de 25 à 64 ans ne possédant pas d'avoirs de retraite privés avaient des gains inférieurs à 30 000 \$

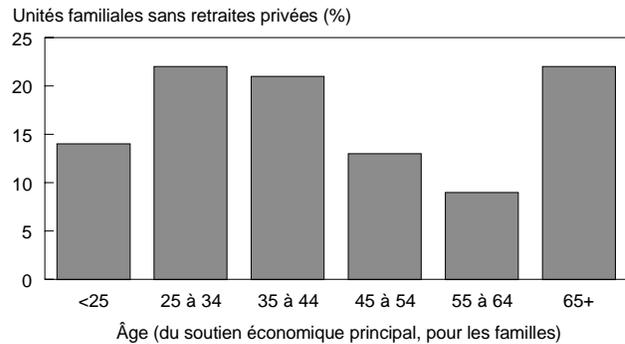


Source : Enquête sur la sécurité financière

La plupart des personnes ne possédant pas d'avoirs de retraite privés étaient relativement jeunes, de sorte qu'elles étaient plus éloignées de l'âge de la retraite et disposaient encore d'un certain nombre d'années pour accumuler des avoirs. Dans le cas de plus de la moitié (57 %) des unités familiales ne possédant pas d'avoirs de retraite privés, le soutien économique principal était âgé de moins de 45 ans.

Cependant, chez les autres 43 % des unités familiales (1,5 million au total) ne possédant pas d'avoirs de retraite privés, le soutien économique principal était âgé de 45 ans ou plus. Pour ces unités familiales, les programmes gouvernementaux (SV/SRG et RPC/RRQ) vont constituer, ou constituent présentement, une source essentielle de revenu de retraite.

Graphique J : La plupart des unités familiales ne possédant pas d'avoirs de retraite privés étaient âgées de moins de 45 ans.

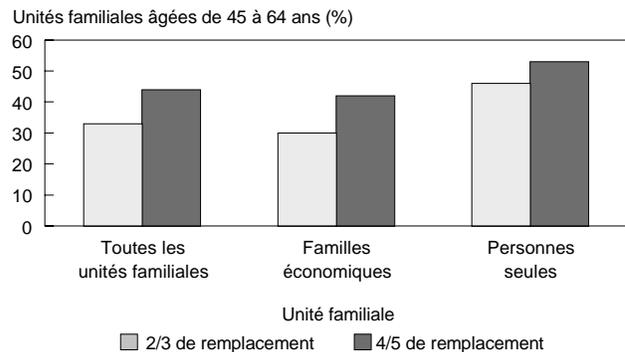


Source : Enquête sur la sécurité financière

De quel revenu une famille à la retraite a-t-elle besoin? Comme certaines dépenses liées au travail (par exemple, les cotisations au RPC/RRQ, à l'assurance-emploi et aux régimes de retraite d'employeur) cessent au moment de la retraite, il n'est pas nécessaire d'avoir le même revenu brut à la retraite afin de recevoir le même revenu net. En outre, comme les dépenses au titre des biens de consommation accusent souvent une baisse pendant que les versements hypothécaires et les coûts liés à l'éducation des enfants sont éliminés ou diminuent, il est possible à la retraite de maintenir un niveau de vie semblable malgré un revenu net inférieur au revenu d'emploi.

On estime que 33 % des unités familiales dont le soutien économique principal était âgé de 45 à 64 ans n'ont peut-être pas, étant donné leurs avoirs actuels, épargné suffisamment pour remplacer à la retraite les deux tiers de leurs gains ou pour générer alors un revenu selon toute vraisemblance supérieur au Seuil de faible revenu (SFR). Ce pourcentage monte à 44 % lorsqu'il s'agit de remplacer les quatre cinquièmes des gains avant la retraite. La proportion est beaucoup plus élevée dans le cas des personnes seules en raison du nombre de celles qui pourraient se révéler incapables de générer un revenu supérieur au SFR.

Graphique K : Le tiers des unités familiales âgées de 45 à 64 ans n'auront peut-être pas suffisamment d'épargne-retraite.

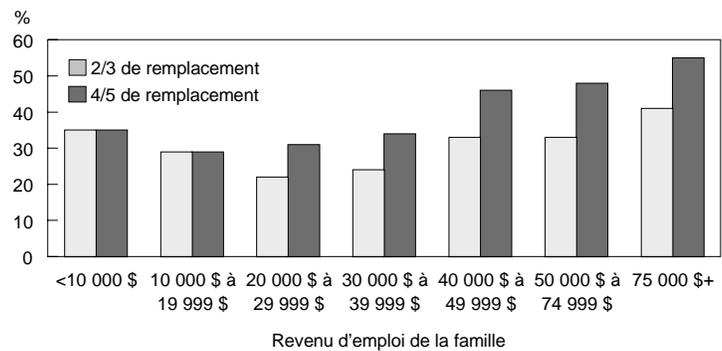


Source : Enquête sur la sécurité financière

Le montant de revenu qu'une famille doit remplacer à même ses avoirs privés augmente avec les revenus avant la retraite. Il n'est donc pas étonnant que le pourcentage d'unités familiales à revenu d'emploi élevé (75 000 \$ ou plus) qui ne pourront peut-être pas remplacer les deux tiers de leur revenu soit relativement élevé, à 41 %. Les unités familiales gagnant au moins 75 000 \$ représentent plus du tiers de toutes les unités familiales qui n'auront peut-être pas épargné suffisamment; leur valeur nette médiane était de 235 300 \$. Celles qui, par ailleurs, gagnent 75 000 \$ ou plus et qui semblent avoir épargné suffisamment, avaient une valeur nette médiane de 628 400 \$.

Une proportion moindre (tout juste sous le quart) des unités familiales touchant un revenu d'emploi de 20 000 \$ à 40 000 \$ seront peut-être incapables de remplacer les deux tiers de leurs gains. Le revenu que ce groupe recevra des programmes publics de retraite (SV/SRG et RPC/RRQ) aidera la plupart d'entre elles à maintenir un niveau de vie semblable à la retraite.

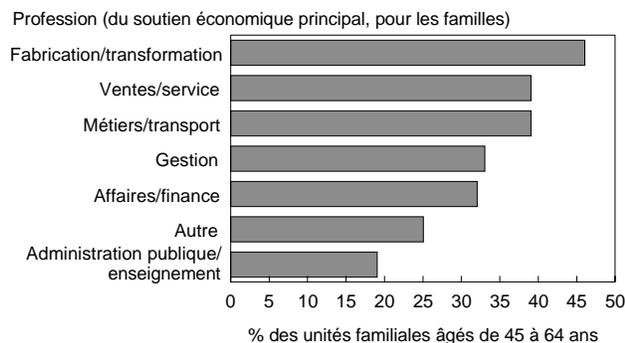
Graphique L : Les unités familiales à faible revenu et à revenu élevé sont les moins susceptibles d'avoir épargné suffisamment.



Source : Enquête sur la sécurité financière

Tout juste un peu plus de 35 % des unités ayant un revenu d'emploi de moins de 10 000 \$ n'ont peut-être pas assez épargné pour générer à la retraite un revenu suffisant pour les garder au-dessus des seuils de faible revenu. Bon nombre d'entre elles ne verront donc peut-être pas tant leur niveau de vie baisser que demeurer restreint.

Graphique M : Les unités familiales travaillant dans la fabrication et la transformation sont plus susceptibles d'avoir de la difficulté à remplacer à la retraite au moins les deux tiers de leurs gains.



Source : Enquête sur la sécurité financière

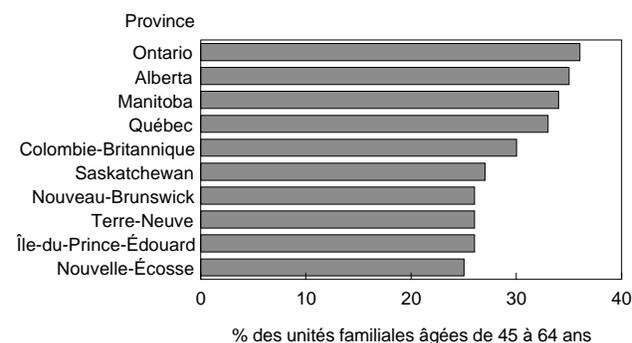
Les unités familiales dont le soutien économique principal détenait un emploi dans le secteur public — dans l'administration publique ou dans le domaine de l'enseignement — étaient les plus susceptibles d'avoir suffisamment épargné pour la retraite. Un pourcentage relativement faible (19 %) de ce groupe ne semblaient pas en mesure de le faire. Ce groupe comprenait la plus forte proportion d'unités familiales possédant des avoirs accumulés à la fois dans un régime de retraite d'employeur et dans un REER (63 %). Seulement 9 % n'avaient pas d'épargnes accumulées dans l'un ou l'autre de ces régimes de retraite privés.

Dans 46 % des unités familiales susceptibles d'avoir le plus de difficulté à remplacer les deux tiers de leurs gains à la retraite, le soutien économique principal travaille dans les secteurs de la transformation et de la fabrication. Environ 26 % n'avaient aucune épargne accumulée dans un régime d'employeur ou un REER.

L'Alberta et l'Ontario avait le pourcentage le plus élevé d'unités familiales âgées de 45 à 64 ans qui ne pourront peut-être pas remplacer à la retraite les deux tiers de leurs gains (tout juste un peu plus de 35 %), bien que la valeur nette médiane de toutes les unités familiales âgées de 45 à 64 ans dans ces provinces soit plus élevée que dans toute autre province sauf la Colombie-Britannique (255 000 \$ en Alberta et 267 000 \$ en Ontario). Toutefois, le revenu d'emploi médian de cette population était l'un des plus élevés dans ces provinces et, comme on l'a vu précédemment, le pourcentage des unités familiales qui, à la retraite, peuvent avoir de la difficulté à remplacer leurs gains augmente avec le revenu.

Les provinces de l'Atlantique et la Saskatchewan avaient des proportions moindres d'unités familiales susceptibles de ne pas avoir suffisamment épargné. Elles ont en général un revenu d'emploi médian inférieur; le revenu provenant des programmes SV/SRG ainsi que du RPC/RRQ permettra à bon nombre d'unités familiales de maintenir leur niveau de vie au moment de la retraite.

Graphique N : L'Alberta et l'Ontario ont le pourcentage le plus élevé d'unités familiales âgées de 45 à 64 ans qui ne pourront peut-être pas remplacer à la retraite au moins les deux tiers de leurs gains.



Source : Enquête sur la sécurité financière

Source de donnée

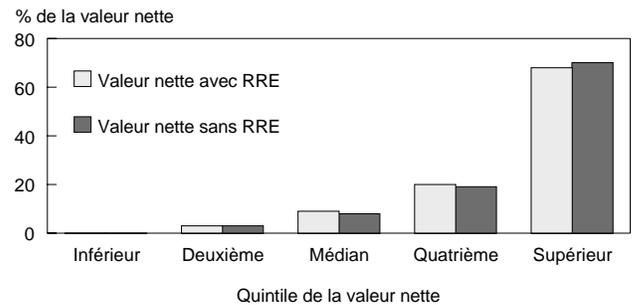
L'Enquête sur la sécurité financière de 1999, menée auprès de quelque 16 000 ménages répondants, a recueilli des renseignements (de mai à juillet 1999) sur les avoirs et les dettes des familles et des personnes seules de mai à juillet 1999. Elle a permis d'obtenir des données sur la valeur des principaux avoirs financiers et non financiers aussi bien que sur les montants dus au regard des hypothèques, des véhicules, des cartes de crédit, des prêts étudiants et des autres dettes. L'enquête a été réalisée avec l'appui de Développement des ressources humaines Canada, de la Société canadienne d'hypothèques et de logement, d'Industrie Canada et du Projet de recherche sur les politiques.

Cette note tente d'analyser l'épargne-retraite des Canadiens. L'analyse ne peut se faire qu'en formulant un certain nombre d'hypothèses sur des choses telles que l'âge de la retraite, le revenu requis, les avoirs disponibles pour générer ce revenu et les gains attendus de ces avoirs. Les hypothèses et la méthodologie employée sont décrites en plus de détail dans *Enquête sur la sécurité financière : Méthodologie pour estimer la valeur des droits à pension* (n° 13F0026MIF au catalogue); il est accessible sans frais dans le site Web de Statistique Canada (www.statcan.ca).

La valeur nette médiane estimée des unités familiales canadiennes, en excluant la valeur des prestations de régime de retraite d'employeur, se chiffre à près de 81 000 \$. En incluant les prestations au RRE, la valeur nette augmente d'un peu près 35 %, soit 109 200 \$. On constate donc à quel point il importe de tenir compte de cette épargne-retraite lorsqu'on examine la situation financière des Canadiens. Même si les prestations au RPE ne s'agit pas d'une épargne comme telle dans la mesure où ces avoirs peuvent être retirés et employés à d'autres fins avant la retraite, ils constituent néanmoins un élément d'importance capitale dans la situation financière des Canadiens.

Le fait d'inclure la valeur des prestations au titre des régimes de retraite d'employeur dans la valeur nette des Canadiens n'a modifié que très légèrement la répartition de la valeur nette. Comme une proportion relativement élevée de Canadiens adhèrent à des régimes de retraite d'employeur (dans le cas de 47 % des unités familiales, au moins un membre de la famille adhère à un RRE), on pourrait s'attendre à ce que l'inclusion de la valeur des prestations de RRE se traduise par une répartition plus égale de la valeur nette. Toutefois, selon les estimations révisées de la valeur nette, les 20 % des unités familiales les plus riches ont

Graphique O : Le fait d'inclure la valeur des prestations au titre des régimes de retraite d'employeur n'a modifié que très légèrement la répartition de la valeur nette des Canadiens.



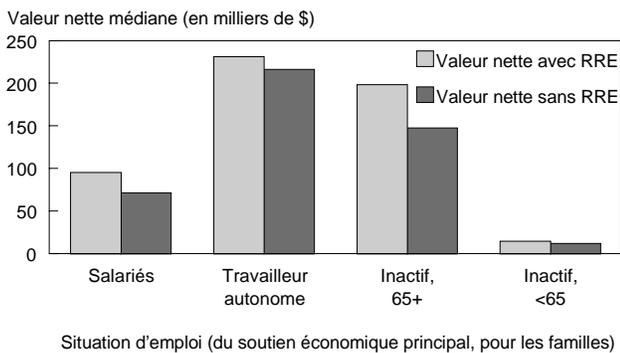
Source : Enquête sur la sécurité financière

continué de détenir le plus grand pourcentage de patrimoine personnel, soit 68 %. Il s'agit d'une légère baisse par rapport à 70 % lorsque la valeur du RRE est exclue. La proportion de la valeur nette détenue par les 40 % des Canadiens dont le patrimoine personnel est le plus petit est demeurée inchangée.

Comme l'accumulation des avoirs s'échelonne généralement sur toute la vie, il n'est pas étonnant de constater d'après les résultats de l'enquête que la valeur nette des familles et des particuliers augmente selon l'âge. La valeur nette médiane était la plus élevée chez les familles composées de deux personnes ou plus dont le soutien économique principal était âgé de 55 à 64 ans (397 000 \$). Elle avait baissé dans le cas des familles dont le soutien économique principal était âgé de 65 ans, s'établissant à 302 800 \$. Cela n'a rien d'étonnant, puisque les familles âgées dans de nombreux cas peuvent être obligées d'utiliser une partie de leurs avoirs pour générer un revenu ou pour suppléer à leur revenu.

La valeur nette des personnes seules était nettement inférieure à celle des familles économiques dans tout le groupe d'âge. Même si la valeur nette augmentait selon l'âge dans le cas des personnes seules, la valeur nette médiane des personnes âgées de moins de 65 ans, dans tous les groupes d'âge, était sensiblement inférieure à celle des personnes âgées de 65 ans et plus. Bon nombre des personnes seules âgées de 65 ans et plus ont peut-être passé une grande partie de leur vie dans une famille, ce qui peut expliquer leur valeur nette plus élevée.

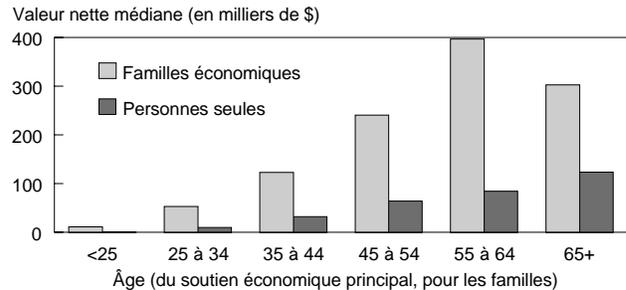
Graphique Q : Les travailleurs autonomes ont une valeur nette médiane plus élevée que les salariés.



Source : Enquête sur la sécurité financière

L'ajout de la valeur des prestations de régime de retraite d'employeur à la valeur nette a eu pour effet d'accroître de 33 % la valeur nette médiane des travailleurs rémunérés, comparativement à 7 % dans le

Graphique P : Les familles dont le soutien économique principal est âgé de 55 à 64 ans ont la valeur nette médiane la plus élevée.



Source : Enquête sur la sécurité financière

Les personnes âgées de moins de 25 ans, qui avaient eu moins de temps pour accumuler des épargnes et acheter des avoirs, avaient la valeur nette médiane la plus faible. La valeur nette médiane des personnes seules âgées de moins de 25 ans s'établissait à 1 000 \$ alors que celle des familles dont le soutien économique principal était âgé de moins de 25 ans s'établissait à 11 400 \$.

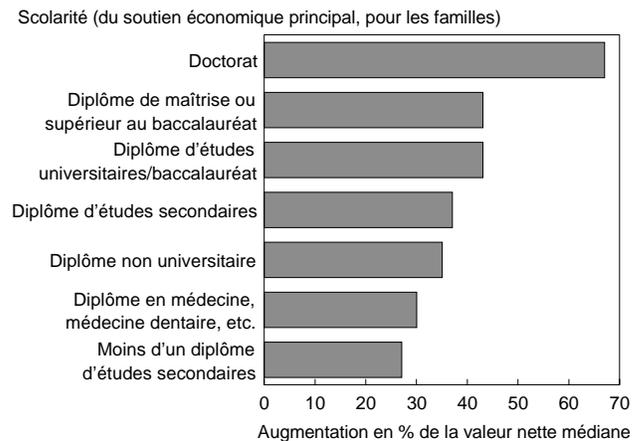
cas des travailleurs autonomes. Malgré cela, la valeur nette médiane des unités familiales dont le soutien économique principal était un travailleur indépendant était près de deux fois et demie supérieure à celle d'un travailleur rémunéré (231 100 \$ comparativement à 95 200 \$). Cet écart tient à l'incidence des capitaux propres dans une entreprise sur la valeur nette des travailleurs indépendants; pour ce groupe, les capitaux propres dans une entreprise représentaient 31 % du total des avoirs, comparativement à 6 % dans le cas des travailleurs rémunérés.

La valeur nette des personnes âgées d'au moins 65 ans qui ne travaillent pas a aussi augmenté sensiblement (passant à 198 300 \$) à la suite de l'ajout de la valeur des prestations des régimes de retraite d'employeur. Bon nombre des personnes dans ce groupe étaient à la retraite et touchaient une pension de retraite au titre d'un emploi antérieur. La valeur nette des personnes ne travaillant pas et âgées de moins de 65 ans a aussi augmenté de 22 % en raison du nombre de personnes dans ce groupe touchant une pension de retraite ou possédant des avoirs accumulés dans un régime de retraite d'employeur relatif à un emploi antérieur.

Le niveau de scolarité le plus élevé atteint a une incidence importante sur la situation financière de l'unité familiale. En effet, il s'agit de l'un des plus importants facteurs déterminant de la valeur nette, puisqu'il a une incidence à la fois sur le revenu et sur la profession. La valeur nette médiane a augmenté dans le cas de la personne ou de l'unité familiale dont le soutien économique principal n'avait pas un diplôme d'études secondaires était de 79 600 \$ en comparaison à 419 600 \$ lorsque cette personne avait un diplôme en droit, en médecine, en médecine dentaire, en médecine vétérinaire ou en optométrie.

L'ajout de la valeur des prestations de régime de retraite d'employeur à la valeur nette a eu l'incidence la plus importante. Ce groupe comprenait le pourcentage le plus important des unités familiales ayant accumulés des avoirs dans un RRE (71 %). Même si les personnes ayant un diplôme en droit, en médecine, en médecine dentaire, en médecin vétérinaire ou en optométrie avaient la valeur nette médiane la plus élevée, elles étaient moins touchées par l'ajout de la valeur des prestations de RRE puisqu'un pourcentage beaucoup plus petit des unités familiales de ce groupe adhéraient à un RRE (37 %). Bon nombre des personnes dans ce groupe sont des travailleurs indépendants qui, de ce fait, ne sont pas admissibles à un RRE. Ces groupes s'en remettraient davantage au REER.

Graphique R : L'augmentation de la valeur nette après ajout la valeur des RRE est la plus importante dans le cas des personnes ayant un doctorat.



Source : Enquête sur la sécurité financière

Index cumulatif

1989 à 2001

Cet index donne une liste des articles publiés dans Perspective depuis sa création. Il est mis à jour trimestriellement (disponible en version PDF) et publié dans les numéros d'hiver. La date de parution en ligne figure entre parenthèses.

ABSENTÉISME AU TRAVAIL

Marché du travail : semaine du 11 septembre (octobre 2001)	Hiver 2001
Fiche : Absences du travail (septembre 2001)	Hiver 2001
Temps perdu en raison de conflits de travail (août 2001)	Automne 2001
Absences du travail en 1998—les écarts selon le secteur	Automne 1999
Nouvelles données sur les absences du travail	Printemps 1998
Taux d'absence du travail, 1995	Automne 1996
Absences du travail et compensation	Automne 1996
S'absenter du travail	Printemps 1995
L'absentéisme : une mise à jour	Printemps 1992
Prendre congé	Automne 1989
Les congés de maternité	Été 1989

ALPHABÉTISME

L'alphabétisation en milieu de travail	Été 1999
Enquête internationale sur l'alphabétisation	Été 1996
Une main-d'œuvre peu alphabétisée	Été 1996
L'alphabétisation en milieu de travail	Printemps 1992
Gail Cook Johnson parle de gestion des ressources humaines	Printemps 1991
Aperçu sur les capacités de lecture et de calcul des Canadiens	Hiver 1990
Formation de la main-d'œuvre : un défi pour les années 90	Hiver 1990

ANALYSE RÉGIONALE

Inégalité du revenu dans les provinces (novembre 2000)	Hiver 2000
Origines rurales	Automne 2000
Divergences des gains entre les provinces	Été 2000
Les charges sociales—structure et paramètres législatifs	Été 2000
Disparités régionales et emploi non permanents	Hiver 1997

Emploi et développement industriel dans le Nord	Printemps 1997
Gains et revenus dans le Nord	Printemps 1997
Un job ou la vie?	Été 1996
Mosaïque canadienne du chômage dans les années 90	Printemps 1996
L'emploi à longueur d'année dans les régions	Automne 1995
Les villes mono-industrielles se diversifient-elles? Un regard sur les collectivités vivant de la pêche, des mines et du bois	Printemps 1992
Minorités visibles dans la population active au Canada	Été 1991
Impôts, transferts et disparités régionales	Hiver 1990
Consommation dans les régions urbaines et rurales au Canada	Automne 1990
Évolution inégale du chômage au Canada depuis les années 60	Automne 1990
Le bilinguisme et le revenu du travail	Été 1989
Mosaïque du chômage au Canada	Été 1989

CHÔMAGE

Recherche d'un emploi à temps partiel : tendances (novembre 2001)	Hiver 2001
Les réitérants de l'assurance-emploi (avril 2001)	Été 2001
Regard kaléidoscopique sur le chômage	Automne 2000
Décrocher un emploi	Printemps 1999
À la recherche d'un emploi	Automne 1998
Évolution de l'assurance-emploi au Canada	Été 1998
Redistribution des heures supplémentaires	Hiver 1997
Retour aux études : un défi d'avenir	Automne 1997
Les différents visages du chômage	Printemps 1996
Mosaïque canadienne du chômage dans les années 90	Printemps 1996
Qui reçoit de l'Assurance-chômage?	Été 1994

Index cumulatif

Les personnes sans emploi face à la formation	Printemps 1994
Des mesures différentes du chômage	Hiver 1992
Les travailleurs découragés—que sont-ils devenus?	Automne 1992
Une note sur le chômage au Canada depuis 1921	Automne 1992
Chômage—la profession fait une différence	Hiver 1991
D'hier à aujourd'hui : le nouveau visage du chômage	Printemps 1991
Évolution inégale du chômage au Canada depuis les années 60	Automne 1990
Le temps perdu dans l'optique du chômage	Printemps 1990
Les chômeurs et l'assurance-chômage «Travailleurs découragés»	Hiver 1989 Automne 1989
Mosaïque du chômage au Canada	Été 1989

COMPARAISONS INTERNATIONALES

Fiscalité internationale : tendances récentes (janvier 2001)	Printemps 2001
Fiscalité internationale	Automne 2000
L'impôt sur le revenu au Canada et aux États-Unis	Été 2000
Migration des travailleurs du savoir	Été 2000
Le travail indépendant au Canada et aux États-Unis	Automne 1999
Formation des employés : une comparaison internationale	Printemps 1998
Enquête internationale sur l'alphabétisation	Été 1996
Une main-d'œuvre peu alphabétisée	Été 1996
Indicateurs internationaux (graphiques)	Été 1994
Tendances internationales de l'emploi par secteur—une note	Été 1993
Gail Cook Johnson parle de gestion des ressources humaines	Printemps 1991
Formation de la main-d'œuvre : un défi pour les années 90	Hiver 1990
L'activité : comparaison internationale	Hiver 1990
Où s'en va l'argent? Dépenses des ménages canadiens et américains	Automne 1990
Le Canada à l'heure de la compétition internationale	Été 1990
Rapports de dépendance : une comparaison entre divers pays	Été 1990
La répartition de la richesse au Canada et aux États-Unis	Printemps 1990

DÉPENSES DES CONSOMMATEURS

Fiche : jeux de hasard	Été 2001
Mise à jour des jeux du hasard	Printemps 2000
Jeux de hasard : miser gros	Hiver 1998
Les dépenses des couples sans enfant	Été 1994

Détermination du revenu discrétionnaire	Printemps 1991
Consommation dans les régions urbaines et rurales au Canada	Automne 1990
Où s'en va l'argent? Dépenses des ménages canadiens et américains	Automne 1990

ÉDUCATION

Les diplômés en sciences humaines et sociales et le marché du travail (juillet 2001)	Automne 2001
Emploi et gains des diplômés de l'enseignement postsecondaire	Automne 2001
Surqualifiés? Diplômés récents et besoins des employeurs	Printemps 2001
La transition des études au marché du travail	Printemps 2000
Le remboursement des prêts étudiants	Printemps 1999
Retour aux études : un défi d'avenir	Automne 1997
Après le secondaire...	Été 1997
Les diplômés des programmes coop	Automne 1995
Perspectives d'emploi des diplômés du secondaire	Automne 1995
L'expérience de travail	Été 1995
Les jeunes en attente ...	Printemps 1994
Le marché du travail pour les sortants du secondaire	Hiver 1993
École, travail et décrochage	Été 1993
Les femmes professeures—une minorité croissante	Printemps 1993
L'université au féminin	Hiver 1992
Études et travail rémunéré—un équilibre difficile	Printemps 1992
Formation continue : Qui retourne aux études?	Hiver 1991
Aperçu sur les capacités de lecture et de calcul des Canadiens	Hiver 1990
L'écart salarial hommes-femmes des récents gradués d'université	Été 1990
Les diplômés de 1982 : que font-ils?	Printemps 1990

ENTREVUES

David Foot traite de cheminement professionnel	Hiver 1994
Une entrevue avec Laurence E. Coward	Hiver 1993
Dian Cohen parle de la nouvelle économie	Été 1993
Gail Cook Johnson parle de gestion des ressources humaines	Printemps 1991

FAMILLES

Intensité du faible revenu : familles urbaines et rurales (juin 2001)	Automne 2001
À faible revenu pendant plusieurs années (mars 2001)	Été 2001

Index cumulatif

Travailler à temps partiel par choix (novembre 2000)	Printemps 2001	FEMMES	
Travail autonome en couple	Hiver 1999	Revenu des jeunes retraitées : les 30 dernières années	Hiver 2000
L'emploi après la naissance d'un enfant	Automne 1999	Gains des femmes/gains des hommes	Hiver 1999
Le revenu familial : 25 ans de stabilité et de changement	Printemps 1999	L'emploi après la naissance d'un enfant	Automne 1999
L'inégalité du revenu familial, 1970-1995	Hiver 1998	Les femmes du baby-boom—hier et aujourd'hui	Automne 1999
La retraite chez les couples qui travaillent	Automne 1998	Augmentation du taux de syndicalisation chez les femmes	Hiver 1998
Les couples qui travaillent par postes	Automne 1998	L'entrepreneuriat au féminin	Printemps 1996
Revenu après séparation : conjoints sans enfants	Été 1998	Les femmes comme principal soutien de famille	Hiver 1995
Les pères au foyer	Printemps 1998	Le taux d'activité des femmes stagne	Automne 1995
L'équité entre les générations au Canada	Automne 1997	Les femmes et les professions non traditionnelles	Automne 1995
Revenu familial après séparation	Été 1997	Le harcèlement sexuel et le travail	Hiver 1994
Paiements de transfert aux familles avec enfants	Automne 1996	Les femmes du baby-boom	Hiver 1994
Une famille, deux pensions	Automne 1996	Baisse récente des taux d'activité des femmes	Été 1994
Les différents visages du chômage	Printemps 1996	Les difficultés des mères seules sur le marché du travail	Été 1994
Les femmes comme principal soutien de famille	Hiver 1995	Concilier le travail et la famille	Printemps 1994
Famille et cumul d'emplois	Été 1995	Définition et mesure de l'équité en matière d'emploi	Hiver 1993
Les heures de travail des couples	Été 1995	Les parents occupés et le partage des travaux domestiques	Automne 1993
Travail et faible revenu	Été 1995	Les femmes professeures—une minorité croissante	Printemps 1993
Les adultes vivant seuls	Hiver 1994	Les mères seules et le marché du travail	Printemps 1993
Les familles à revenu élevé	Hiver 1994	L'université au féminin	Hiver 1992
Les dépenses des couples sans enfant	Été 1994	Les pensions alimentaires	Été 1992
Les difficultés des mères seules sur le marché du travail	Été 1994	L'absentéisme : une mise à jour	Printemps 1992
Concilier le travail et la famille	Printemps 1994	Les femmes et les REER	Hiver 1991
Indicateurs sur la famille (graphiques)	Printemps 1994	Femmes à l'approche de la retraite	Automne 1991
Les parents occupés et le partage des travaux domestiques	Automne 1993	Qui s'occupe des enfants lorsque la mère travaille à l'extérieur?	Été 1991
Les mères seules et le marché du travail	Printemps 1993	Rémunération des femmes et revenu des familles	Été 1991
L'évolution des familles comptant deux soutiens	Été 1992	Échanges au sein des professions non traditionnelles, 1971-1986	Été 1990
Les pensions alimentaires	Été 1992	L'écart salarial hommes-femmes des récents gradués d'université	Été 1990
Mariage, revenu et retraite	Hiver 1991	Les femmes comme principal soutien de famille	Printemps 1990
Inégalité du revenu des familles dans les années 80	Automne 1991	La syndicalisation et les femmes dans le secteur des services	Automne 1989
Qui s'occupe des enfants lorsque la mère travaille à l'extérieur?	Été 1991	Les congés de maternité	Été 1989
Rémunération des femmes et revenu des familles	Été 1991		
Détermination du revenu discrétionnaire	Printemps 1991	FORMATION	
Où s'en va l'argent? Dépenses des ménages canadiens et américains	Automne 1990	L'alphabétisation en milieu de travail	Été 1999
Paiements de transfert et revenu des familles	Automne 1990	Formation des employés : une comparaison internationale	Printemps 1998
Travail et pauvreté relative	Été 1990	Retour aux études : un défi d'avenir	Automne 1997
Les femmes comme principal soutien de famille	Printemps 1990		

JEUNES

Les diplômés en sciences humaines et sociales et le marché du travail (juillet 2001)	Automne 2001
Emploi et gains des diplômés de l'enseignement postsecondaire	Automne 2001
Origines rurales	Automne 2000
Le bénévolat à la hausse chez les jeunes	Printemps 2000
La transition des études au marché du travail	Printemps 2000
Après le secondaire...	Été 1997
Les diplômés des programmes coop	Automne 1995
Les jeunes en attente...	Printemps 1994
Le marché du travail pour les sortants du secondaire	Hiver 1993
École, travail et décrochage	Été 1993
L'université au féminin	Hiver 1992
Études et travail rémunéré—un équilibre difficile	Printemps 1992
Les apprentis : l'expérience des diplômés et des décrocheurs	Printemps 1991
Le travail au salaire minimum	Hiver 1989
Jeunes travailleurs en quête d'emploi	Été 1989

LANGUE

Les immigrants fabricateurs de produits	Hiver 1989
Le bilinguisme et le revenu du travail	Été 1989

MARCHÉ DU TRAVAIL

Marché du travail : semaine du 11 septembre (octobre 2001)	Hiver 2001
Les diplômés en sciences humaines et sociales et le marché du travail (janvier 2001)	Automne 2001
Démographie et marché du travail (janvier 2001)	Printemps 2001
Indice de l'offre d'emploi	Été 2000
L'activité sur le marché du travail dans les années 90	Automne 1998
Heures supplémentaires : la situation actuelle	Hiver 1997
Le marché du travail : bilan de la mi-année	Tous les automnes (1989 à 1997)
Le marché du travail : bilan de fin d'année (janvier 2001)	Tous les printemps (1990 à 1997, 2001)
Emploi et développement industriel dans le Nord	Printemps 1997
Une autre mesure de l'emploi	Hiver 1996
Le vieillissement de la main-d'œuvre	Printemps 1995
Dian Cohen parle de la nouvelle économie	Été 1993
Les offres d'emploi : un indicateur avancé?	Automne 1989

MOBILITÉ DE LA MAIN-D'ŒUVRE

Après la mise à pied (octobre 2001)	Hiver 2001
La stabilité de l'emploi	Hiver 1998
Les mises à pied permanentes	Automne 1997
Évolution de la durée des emplois	Hiver 1996
Difficultés d'embauche dans le secteur manufacturier	Été 1995
Fidèles au poste : l'ancienneté des travailleurs	Hiver 1992
La mobilité de la main-d'œuvre	Hiver 1992
Le roulement de la main-d'œuvre : les démissions	Automne 1992
Le roulement de la main-d'œuvre : les mises à pied	Automne 1992
Le roulement de la main-d'œuvre : les embauches	Été 1992
Le roulement de la main-d'œuvre : une vue d'ensemble	Été 1992

PAIEMENTS DE TRANSFERT GOUVERNEMENTAUX

Intensité du faible revenu : familles urbaines et rurales (juin 2001)	Automne 2001
Les réitérants de l'assurance-emploi (avril 2001)	Été 2001
L'inégalité du revenu familial, 1970-1995	Hiver 1998
L'équité entre les générations au Canada	Automne 1997
Paiements de transfert aux familles avec enfants	Automne 1996
Le point sur la retraite anticipée chez les hommes	Hiver 1995
Qui reçoit de l'Assurance-chômage?	Été 1994
Inégalité du revenu des familles dans les années 80	Automne 1991
Dépendance à l'égard des paiements de transfert, 1971 à 1989	Été 1991
Impôts, transferts et disparités régionales	Hiver 1990
Paiements de transfert et revenu des familles	Automne 1990

PENSIONS

Qui cotise à un REER? Un nouvel examen (juillet 2001)	Automne 2001
Protection en matière de pensions et épargne-retraite	Été 2001
Revenu des jeunes retraitées : les 30 dernières années (décembre 2000)	Hiver 2000
Gestion à long terme : régimes de pension d'employeur (octobre 2000)	Hiver 2000
Revenu des personnes âgées	Hiver 2000

Index cumulatif

L'emploi rémunéré non permanent	Automne 1997	Les adultes vivant seuls	Hiver 1994
Le partage d'emploi	Été 1997	Qui subit les effets de la récession?	Hiver 1993
Aperçu des conditions de travail, 1995	Printemps 1997	L'évolution salariale des syndiqués—une note	Automne 1993
L'entrepreneuriat au féminin	Printemps 1996	L'évolution des salaires durant sept décennies	Été 1993
Accroissement des régimes de travail atypiques	Hiver 1995	L'évolution des familles comptant deux soutiens	Été 1992
L'emploi à longue durée dans les régions	Automne 1995	La composante non salariale du revenu du travail	Hiver 1991
Familles et cumul d'emplois	Été 1995	Les grandes entreprises offrent-elles de meilleurs emplois?	Automne 1991
L'expérience de travail	Été 1995	Minorités visibles dans la population active au Canada	Été 1991
Les heures de travail des couples	Été 1995	Rémunération des femmes et revenu des familles	Été 1991
Des emplois! Encore des emplois!	Automne 1994	Tendances récentes des salaires	Hiver 1990
Le cumul d'emplois à la hausse	Automne 1994	Le coût de la main-d'œuvre	Automne 1990
Le travail à temps partiel «non choisi»	Automne 1994	L'écart salarial hommes-femmes des récents diplômés d'université	Été 1990
Le travail à temps partiel «par choix»	Automne 1994	Les diplômés de 1982 : que font-ils?	Printemps 1990
Les heures consacrées au travail	Automne 1994	Les femmes comme principal soutien de famille	Printemps 1990
Le travail de fin de semaine	Été 1994	Le travail au salaire minimum	Hiver 1989
Le travail de «9 à 5»	Été 1994	La syndicalisation et les femmes dans le secteur des services	Automne 1989
Concilier le travail et la famille	Printemps 1994	Le bilinguisme et le revenu du travail	Été 1989
L'horaire flexible	Automne 1993		
Le temps supplémentaire rémunéré	Automne 1993		
Les conditions de travail des Canadiens—un aperçu	Automne 1993		
Le travail par postes	Printemps 1993		
Les «bourreaux» de travail	Printemps 1992		
Les régimes de travail «non standard»	Hiver 1991		
Une note sur le Programme de travail partagé	Hiver 1991		
Une note sur le travail autonome	Hiver 1991		
Le cumul d'emplois	Hiver 1989		
Évolution de la main-d'œuvre temporaire	Été 1989		
RÉMUNÉRATION			
Emploi et gains des diplômés de l'enseignement postsecondaire	Automne 2001	Retraite anticipée : tendances (septembre 2001)	Hiver 2001
Surqualifiés? Diplômés récents et besoins des employeurs	Printemps 2001	Démographie et marché du travail (février 2001)	Printemps 2001
Divergences des gains entre les provinces	Été 2000	Revenu des jeunes retraitées : les 30 dernières années (décembre 2000)	Hiver 2000
Le revenu d'emploi des avocats	Printemps 2000	Revenu des personnes âgées	Hiver 2000
Gains des femmes/gains des hommes	Hiver 1999	L'exercice d'un emploi après 65 ans	Été 1999
Le revenu d'emploi des médecins	Hiver 1999	Épargne-retraite : les REER et les RPA	Été 1999
La mobilité salariale des Canadiens, 1982-1992	Été 1999	Les variations du revenu à la retraite	Hiver 1998
Gains et revenus dans le Nord	Printemps 1997	La retraite chez les couples qui travaillent	Automne 1998
Les gains augmentent-ils jusqu'à la retraite?	Été 1996	L'âge de la retraite et l'estimation statistique	Été 1997
Secteur des services : faible salaire?	Printemps 1996	Les transferts dans un REER	Hiver 1996
Les femmes comme principal soutien de famille	Hiver 1995	Une famille, deux pensions	Automne 1996
Évolution récente des gains	Automne 1995	Les gains augmentent-ils jusqu'à la retraite?	Été 1996
Les diplômés des programmes coop	Automne 1995	Le point sur la retraite anticipée chez les hommes	Hiver 1995
Perspectives d'emploi des diplômés du secondaire	Automne 1995	Le vieillissement de la main-d'œuvre	Printemps 1995
		Le vieillissement de la main-d'œuvre (graphiques)	Hiver 1994
		Une entrevue avec Laurence E. Coward	Hiver 1993
		Une note sur la récession et la retraite anticipée	Hiver 1993

Index cumulatif

À l'approche de la retraite	Printemps 1993		
Mariage, revenu et retraite	Hiver 1991		
Femmes à l'approche de la retraite	Automne 1991		
La retraite : attitudes, plans et comportements	Automne 1991		
Les mesures d'incitation à la retraite anticipée	Automne 1991		
REVENU			
Revenu de 1999 : un aperçu (novembre 2001)	Hiver 2001		
Intensité du faible revenu : familles urbaines et rurales (juin 2001)	Automne 2001		
À faible revenu pendant plusieurs années (mars 2001)	Été 2001		
Les réitérants de l'assurance-emploi (avril 2001)	Été 2001		
Revenu des jeunes retraitées : les 30 dernières années (décembre 2000)	Hiver 2000		
Revenu des personnes âgées	Hiver 2000		
Inégalité du revenu dans les provinces (novembre 2000)	Hiver 2000		
Le revenu familial : 25 ans de stabilité et de changement	Printemps 1999		
Les variations du revenu à la retraite	Hiver 1998		
L'inégalité du revenu familial, 1970-1995	Hiver 1998		
Revenu après séparation : conjoints sans enfants	Été 1998		
Revenu familial après séparation	Été 1997		
Gains et revenus dans le Nord	Printemps 1997		
Paiements de transfert aux familles avec enfants	Automne 1996		
Une famille, deux pensions	Automne 1996		
Le point sur la retraite anticipée chez les hommes	Hiver 1995		
Travail et faible revenu	Été 1995		
Les familles à revenu élevé	Hiver 1994		
Qui reçoit de l'Assurance-chômage?	Été 1994		
Coup d'œil sur le revenu (graphique)	Automne 1993		
Les revenus de placements des Canadiens	Été 1993		
À l'approche de la retraite	Printemps 1993		
Les pensions alimentaires	Été 1992		
Les «bourreaux» de travail	Printemps 1992		
Inégalité du revenu des familles dans les années 80	Automne 1991		
Dépendance à l'égard des paiements de transfert, 1971 à 1989	Été 1991		
Rémunération des femmes et revenu des familles	Été 1991		
Travail et pauvreté relative	Été 1990		
SANTÉ			
Les longues heures de travail et la santé		Printemps 2000	
Travailleurs âgés et santé		Automne 1996	
Un job ou la vie?		Été 1996	
Les travailleurs fatigués		Été 1995	
Préception des risques pour la santé en milieu de travail		Printemps 1994	
Définition et mesure de l'équité en matière d'emploi		Hiver 1993	
Les lésions au dos subies au travail, 1982-1990		Automne 1992	
Sous l'emprise de l'alcool et des drogues		Automne 1990	
L'incapacité et l'emploi		Hiver 1989	
SYNDICALISATION			
Fiche : La syndicalisation (août 2001)		Automne 2001	
Non-syndiqués assujettis à une convention collective		Automne 2000	
Le point sur la syndicalisation		Automne 1999	
Rétrospective du mouvement syndical au Canada		Été 1999 (Supplément)	
Augmentation du taux de syndicalisation chez les femmes		Hiver 1998	
Aperçu statistique du mouvement syndical ouvrier		Hiver 1997	
Le point sur l'adhésion syndicale		Printemps 1996	
L'évolution salariale des syndiqués—une note		Automne 1993	
Les grandes entreprises offrent-elles de meilleurs emplois?		Automne 1991	
Le travail au salaire minimum		Hiver 1989	
La syndicalisation et les femmes dans le secteur des services		Automne 1989	
DIVERS			
Regard kaléidoscopique sur le chômage		Automne 2000	
Le bénévolat à la hausse chez les jeunes		Printemps 2000	
Exportations, PIB et emploi		Hiver 1999	
Le bénévolat chez les aînés		Automne 1999	
La saisonnalité de l'emploi		Printemps 1999	
Régime d'accession à la propriété		Été 1998	
Indicateurs clés de l'emploi et du revenu (graphiques)	Toutes les publications (à partir de 1996)		
Se rendre au travail		Été 1994	
Indicateurs de l'emploi et du revenu (graphiques)		Hiver 1993	
Nouvelles du recensement (graphiques)		Été 1993	
Donner son temps		Été 1990	