Pourquoi l'écart salarial entre les hommes et les femmes a-t-il diminué?

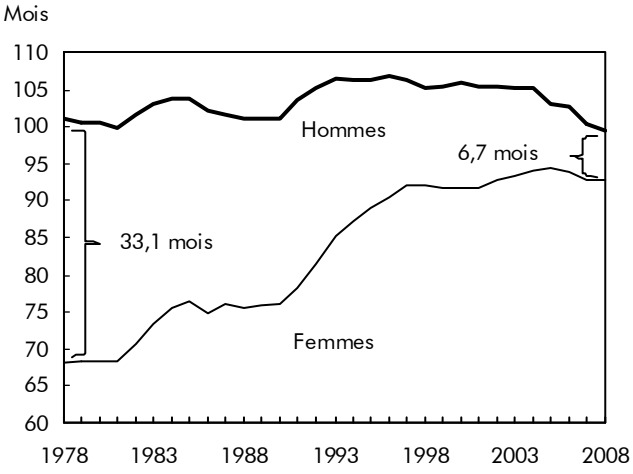
Marie Drolet

Le fait que les hommes continuent de gagner plus que les femmes n'est pas nouveau, mais il s'agit d'une question qu'il convient de réexaminer fréquemment. Le ratio des gains femmes-hommes — basé sur les revenus annuels des personnes travaillant à temps plein toute l'année — s'est maintenu à 0,72 depuis le début des années 1990 (Statistique Canada, 2009). Par contre, au cours des 20 années précédentes, on a assisté à une réduction régulière, bien que modeste, de l'écart entre les gains (Baker et coll., 1995). Cela signifie-t-il que la progression vers l'équité salariale a cessé?

Limiter la comparaison entre les hommes et les femmes aux employés travaillant à temps plein toute l'année ne permet pas de s'assurer que des quantités égales de travail sont comparées. Il faut pour cela utiliser une mesure qui comprend à la fois la rémunération et une unité précise de travail, c'est-à-dire le salaire horaire. Sur la base du salaire horaire, la différence de rémunération entre les hommes et les femmes qui travaillent à temps plein a diminué de plus de 5 points de pourcentage du début des années 1990 à la fin des années 2000 (Baker et Drolet, [à paraître])[1].

L'objectif principal du présent article est d'examiner les facteurs contribuant à la diminution de l'écart salarial (voir *Source des données et définitions)*. On y montre d'abord comment la position relative des femmes sur le marché du travail a changé depuis les années 1980. Ensuite, les changements de salaires *chez* les hommes et *chez* les femmes sont examinés avant de passer à l'écart salarial *entre* les hommes et les femmes. Les analyses de base permettent d'estimer les effets de l'évolution des caractéristiques relatives des travailleurs et des travailleuses, la rémunération qu'ils reçoivent selon ces caractéristiques, ainsi que les effets de la participation au marché du travail sur l'évolution de l'écart salarial. Enfin, au moyen d'un modèle de sélection, on évalue si l'évolution de l'activité des femmes a une incidence sur la mesure de l'écart salarial.

Graphique A Durée moyenne d'occupation de l'emploi



Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active, 1978 à 2008.

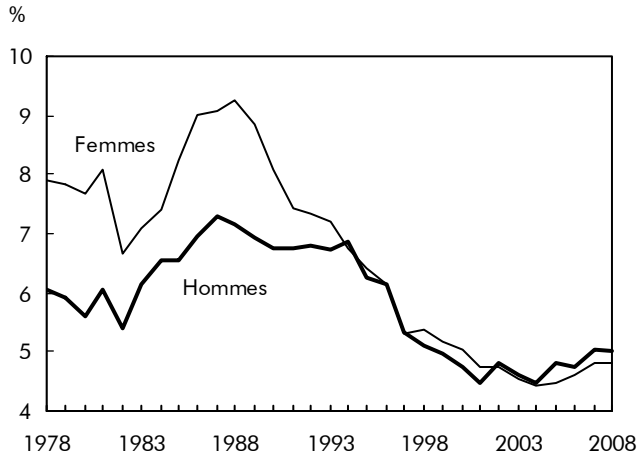
Les femmes sur le marché du travail

En 2009, parmi les femmes de 25 à 54 ans, 4 sur 5 participaient au marché du travail. Cette année-là, les femmes représentaient un peu plus de la moitié de tous les employés. Cependant, c'est le changement de *position relative* des hommes et des femmes sur le marché du travail canadien qui peut être relié aux variations de leurs résultats sur le marché du travail (à savoir leur salaire).

La durée d'occupation de l'emploi en est un bon exemple. La différence des durées d'occupation de l'emploi « en cours »[2] entre les hommes et les femmes est passée de 33,1 mois en 1978 à 6,7 mois en 2008 (graphique A). Ce changement est dû à un accroisse-

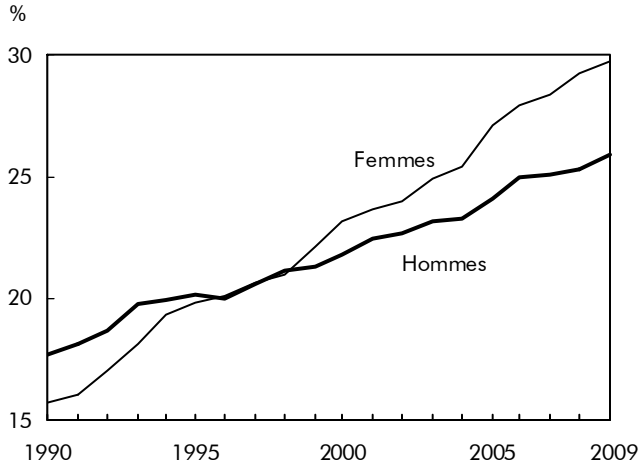
Marie Drolet travaille à la Division de l'analyse économique. Elle peut être jointe au 613-951-5691 ou à marie.drolet@statcan.gc.ca.

Graphique B Proportion d'emplois considérés comme des « nouveaux emplois » (durée d'occupation de l'emploi de 1 à 3 mois)



Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active, calculs de l'auteure, 1978 à 2008.

Graphique C Proportion de la population active ayant fait des études universitaires



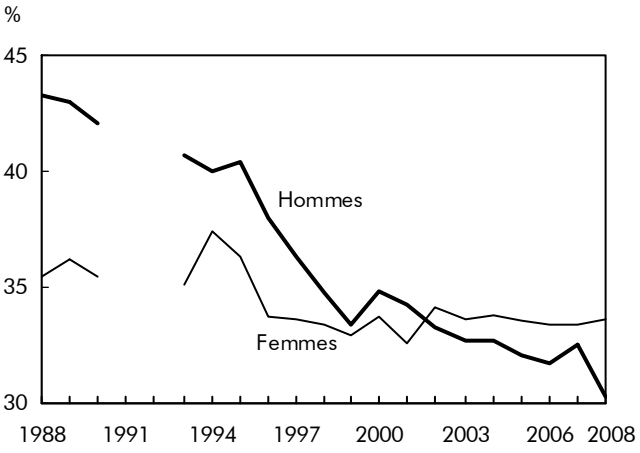
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active, 1990 à 2009.

ment de la durée moyenne d'occupation de l'emploi chez les femmes, celle-ci étant passée de 68,1 mois en 1978 à 92,7 mois en 2008, soit une différence d'environ 2 ans. Par ailleurs, jusqu'au début des années 1990, les femmes étaient plus susceptibles que les hommes d'occuper un emploi qui venait de commencer (durée d'occupation de 1 à 3 mois). Après cette période, aucune différence appréciable ne se dégageait entre les proportions d'hommes et de femmes qui commençaient un nouvel emploi (graphique B).

Le niveau de scolarité des femmes a augmenté ces dernières décennies et dépasse maintenant celui des hommes (graphique C). Par exemple, la proportion de femmes actives de 25 à 54 ans titulaires d'un diplôme universitaire est passée de 15,7 % en 1990 à 29,3 % en 2008. Les proportions correspondantes d'hommes sont de 17,7 % et 25,3 %[3] respectivement. En 2008, 62 % des diplômes de premier cycle et 54 % des diplômes de deuxième et de troisième cycles ont été décernés à des femmes[4].

Les transformations structurelles de l'économie canadienne, comme la tendance à se détourner des emplois du secteur de la fabrication, ont eu un effet

Graphique D Taux de syndicalisation des travailleurs de 25 à 54 ans



Sources : Statistique Canada, Enquête sur l'activité, 1988 à 1990; Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 1997; Enquête sur la population active, 1998 à 2008.

d'une importance disproportionnée sur les taux de syndicalisation des hommes. En conséquence, l'écart entre les taux de syndicalisation des hommes et des femmes est disparu. En fait, ces dernières années, la proportion de femmes occupant un emploi syndiqué[5] était plus élevée que la proportion d'hommes (graphique D).

Augmentation plus rapide du salaire des femmes que de celui des hommes

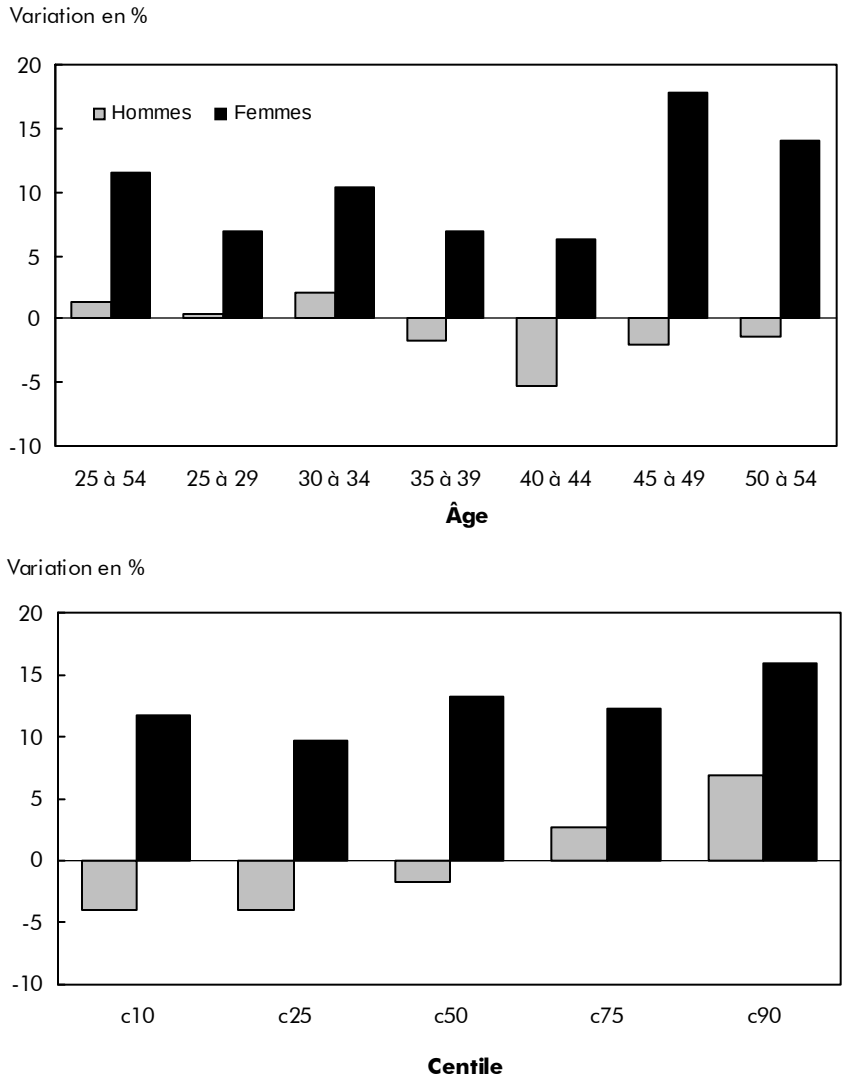
Avant d'examiner l'évolution au cours du temps de l'écart salarial *entre* les hommes et les femmes, il convient de décrire séparément les changements de salaire horaire relatif *chez* les hommes et *chez* les femmes (graphique E). En moyenne, les salaires réels des femmes ont augmenté de 11,6 % de 1988 à 2008. Bien que des hausses aient été observées pour tous les groupes d'âge et de salaire, l'amélioration la plus spectaculaire a été celle observée chez les femmes de 45 à 49 ans (17,8 %) et chez celles qui se trouvent à l'extrémité supérieure de la distribution des salaires (16,0 %).

Chez les hommes, la situation est assez différente. Dans l'ensemble, les salaires réels des hommes ont augmenté de 1,3 % de 1988 à 2008. Toutefois, les changements n'étaient pas uniformes pour les divers groupes d'âge et de salaire. En moyenne, les hommes de 35 ans et plus et ceux situés à l'extrémité inférieure de la distribution des salaires ont vu leur salaire réel baisser entre 1988 et 2008.

Diminution de l'écart salarial non corrigé

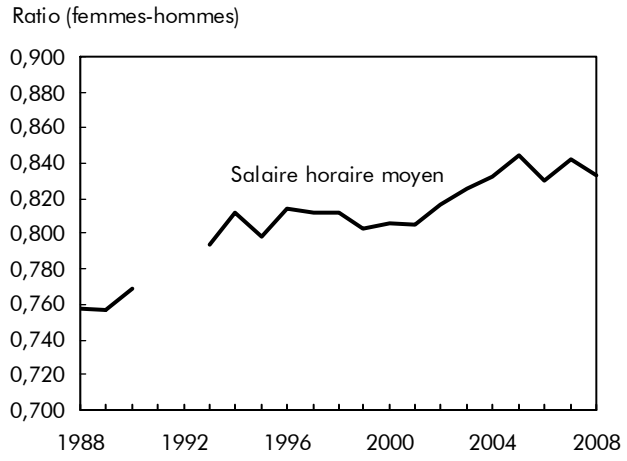
Le ratio entre le salaire horaire des femmes et celui des hommes (graphique F) est passé de 0,757 à 0,833. Autrement dit, l'écart salarial non corrigé a diminué de 7,6 points de pourcentage. L'écart s'est resserré de 5,4 points de 1988 à 1998, puis de 2,2 points au cours de la décennie suivante. Ces résultats concordent avec les tendances des ratios salariaux des travailleurs à temps plein publiés dans Baker et Drolet (à paraître).

Graphique E Variation en pourcentage du salaire horaire réel des personnes de 25 à 54 ans, 1988 et 2008, selon le sexe



Sources : Statistique Canada, Enquête sur l'activité, 1988; Enquête sur la population active, 2008.

Graphique F Ratio des salaires femmes-hommes chez les travailleurs de 25 à 54 ans



Source : Calculs de l'auteure, ratios des salaires horaires basés sur des données provenant de diverses sources (voir le texte).

Diminution de l'écart salarial à tous les niveaux de rémunération

De 1988 à 2008, l'écart salarial s'est réduit tout le long de la courbe de distribution des salaires, mais c'est à l'extrémité inférieure de cette distribution que la diminution a été la plus importante (de 11,5 points de pourcentage) et à l'extrémité supérieure qu'elle a été la moins importante (de 6,7 points de pourcentage)[6].

Le fait que la réduction la plus importante de l'écart ait eu lieu à l'extrémité inférieure de l'échelle salariale concorde avec d'autres résultats. De 1988 à 2008, l'écart a diminué considérablement chez les travailleurs à temps partiel (de 14,1 points de pourcentage) et chez ceux occupant des emplois de bureau (de 12,1 points de pourcentage).

Dans la plupart des professions à prédominance féminine, comme celles des secteurs de la santé et de l'éducation, les écarts salariaux étaient relativement faibles en 1988 et peu de changements ont eu lieu au cours de la période de référence. Font exception les emplois de bureau, pour lesquels l'écart salarial de 24 % en 1988 a été réduit de moitié en 2008.

Bien que la représentation des femmes dans les professions à salaire élevé, telle la gestion, ait augmenté de façon spectaculaire, les écarts salariaux au sein de ces professions sont clairement supérieurs à la moyenne. Cette constatation n'est pas surprenante, puisque l'accroissement de la représentation a d'abord été observé dans le cas des postes de niveau inférieur de cette catégorie de professions. Ainsi, en 2006, les femmes représentaient 26 % des cadres supérieurs comparativement à 37 % des cadres d'autres niveaux (Statistique Canada, 2007).

De 1998 à 2008, l'écart salarial chez les titulaires d'un diplôme universitaire est demeuré à 16 %. Frenette et Coulombe (2007) attribuent cette absence de changement à des différences persistantes entre les domaines d'études que choisissent les hommes et les femmes. Ces dernières continuent d'être plus nombreuses que les hommes dans les domaines de l'éducation et des sciences humaines, tandis que les hommes sont plus nombreux que les femmes dans les domaines des mathématiques et du génie[7].

Diminution la plus importante de l'écart salarial chez les travailleurs âgés

Alors que les salaires ont convergé dans tous les groupes d'âge, la diminution de l'écart a été la plus importante chez les travailleurs âgés[8]. Si l'on consulte les colonnes du tableau 1 du *haut* vers le *bas*, on peut constater que l'écart salarial chez les travailleurs de 25 à 29 ans a diminué de 5,6 points de pourcentage de 1988 à 2008 (tableau 1). Au cours de la même période, chez les travailleurs de 50 à 54 ans, l'écart s'est réduit de 16,2 points de pourcentage. La principale part de la convergence de l'écart des salaires a eu lieu avant 1998 chez les jeunes travailleurs, tandis qu'elle s'est poursuivie tout au long de la période chez les travailleurs plus âgés.

Facteurs qui contribuent à la réduction de l'écart salarial

Les facteurs qui contribuent à la réduction de l'écart salarial entre les hommes et les femmes n'ont pas été largement étudiés au Canada. Baker et Drolet (à paraître) montrent que près des deux tiers de la diminution de l'écart salarial entre les hommes et les femmes survenue de 1981 à 2008 chez les travailleurs à temps plein peuvent être expliqués par l'évolution des caractéristiques relatives aux travailleurs et aux travailleuses. Ils concluent que, même si aucune caractéristique ne prédomine, les changements ayant trait aux niveaux de

Sources des données et définitions

Par souci de clarté et de cohérence, le présent article fait référence à l'**écart salarial entre les hommes et les femmes**, bien que d'autres mesures soient présentées dans les tableaux. Le **ratio entre les salaires des femmes et des hommes** est calculé en divisant le taux salarial des femmes pour une cohorte ou un groupe particulier par le taux salarial des hommes pour le même groupe ou la même cohorte. L'écart salarial entre les hommes et les femmes est calculé en soustrayant le ratio entre les salaires des femmes et des hommes de 1,0, exprimé en pourcentage (p. ex., 0,169 = 16,9 %). La diminution (ou l'augmentation) de l'écart est calculée en soustrayant l'écart observé à la deuxième période de celui observé à la première période.

Les données proviennent des cycles de 1988 à 1990 de l'Enquête sur l'activité (EA), des cycles de 1993 à 1996 de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) et des cycles de 1998 à 2008 de l'Enquête sur la population active (EPA). L'unité de mesure est le salaire horaire exprimé en dollars de 2007. Par salaires, on entend les traitements et salaires habituels avant impôt et autres déductions. Les pourboires, les commissions et les primes sont inclus, tandis que les heures supplémentaires payées sont exclues.

Comme dans Baker et Drolet (à paraître), la présente étude porte sur les employés salariés, âgés de 25 à 54 ans, dans leur emploi principal en mai de l'année de référence. La contrainte d'âge limite l'effet des tendances socioéconomiques, car à l'âge de 25 ans, la plupart des personnes ont terminé leurs études[16], tandis que la tendance à la retraite précoce n'a pas touché les personnes de moins de 55 ans[17].

Les années 1988, 1998 et 2008 ont été choisies parce qu'elles se situent à peu près à des points comparables du cycle économique. Si les progrès des femmes sont sensibles aux fluctuations du cycle économique comme le suggèrent Baker et coll. (1995), le choix d'années se trouvant à des points comparables du cycle devrait réduire au minimum tout effet du cycle économique, et toute variation de l'écart salarial entre hommes et femmes devrait représenter un changement structurel. La longue période offre aussi suffisamment de temps pour que des changements de composition de la population active soient survenus.

La présente étude s'appuie sur une mesure indirecte de l'expérience basée sur l'âge. Cette mesure indirecte surestime l'expérience réelle des femmes sur le marché du travail et s'écarte de plus en plus de la valeur réelle à mesure que l'âge des travailleurs augmente[18]. La différence d'expérience sur le marché du travail s'accentue chez les femmes à mesure qu'elles vieillissent, ce qui reflète en partie le fait que les femmes plus âgées appartenaient à une génération qui était moins encline que celle des femmes plus jeunes à conjuguer le travail et les responsabilités familiales. En autant que les femmes plus âgées en 2008 aient eu, en moyenne, une plus longue expérience de travail que leurs homologues en 1988, l'expérience de travail courante expliquerait en partie la diminution de l'écart salarial. Les constatations de Drolet (2001) donnent à penser que la variable omise, c'est-à-dire l'expérience courante sur le marché du travail, a augmenté chez les femmes au cours de la période.

Tableau 1 Ratio et écart des salaires horaires moyens femmes-hommes, 1988 à 2008

		Âge					
	Tous âges confondus	25 à 29	30 à 34	35 à 39	40 à 44	45 à 49	50 à 54
				ratio			
1988	0,757	0,846	0,794	0,768	0,736	0,681	0,645
1993	0,794	0,905	0,886	0,772	0,762	0,700	0,709
1998	0,811	0,901	0,851	0,805	0,808	0,750	0,749
2003	0,825	0,920	0,868	0,843	0,804	0,768	0,771
2008	0,833	0,901	0,858	0,837	0,825	0,784	0,807
				écart			
1988	0,243	0,154	0,206	0,232	0,264	0,319	0,355
1993	0,206	0,095	0,114	0,228	0,238	0,300	0,291
1998	0,189	0,099	0,149	0,195	0,192	0,250	0,251
2003	0,175	0,080	0,132	0,157	0,196	0,232	0,229
2008	0,167	0,099	0,142	0,163	0,175	0,216	0,193
				variation de l'écart (dollars de 2007)			
1988 à 2008	-0,076	-0,056	-0,064	-0,068	-0,089	-0,103	-0,162
1988 à 1998	-0,054	-0,055	-0,057	-0,037	-0,073	-0,069	-0,104
1998 à 2008	-0,022	-0,001	-0,007	-0,032	-0,017	-0,034	-0,058

Sources : Statistique Canada, Enquête sur l'activité, 1988 à 1990; Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 1996; Enquête sur la population active, 1998 à 2008.

scolarité et aux professions choisies par les hommes et par les femmes jouent un rôle important.

La présente étude fournit des renseignements supplémentaires sur les facteurs qui contribuent à la réduction de l'écart salarial au sein des groupes d'âge, puisque les changements de composition peuvent varier en fonction de l'âge des travailleurs (voir *Explication des changements d'écart salarial*).

Réduction de l'écart chez les travailleurs plus âgés due à la plus longue durée d'occupation de l'emploi et aux changements de profession

De 1988 à 2008, l'écart salarial entre les hommes et les femmes a diminué de 16,2 points de pourcentage chez le groupe des 50 à 54 ans. Les salaires réels des femmes de 50 à 54 ans ont augmenté de 23,4 %, tandis que ceux de leurs homologues masculins ont diminué légèrement (-1,4 %). Environ deux tiers de la réduction de l'écart salarial entre les hommes et les femmes s'expliquent par des changements de composition (tableau 2). En particulier, les hommes plus âgés étaient moins susceptibles d'occuper des emplois de cadres en 2008 (environ 14,0 %) que leurs homologues en 1988 (environ 20,0 %). Combinée au fait que les cadres gagnent généralement un salaire plus élevé, cette évolution rend compte de plus du quart de la diminution de l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Les changements de durée d'occupation de l'emploi expliquent un autre 14,6 % de la diminution de l'écart salarial. Ces changements sont sous-tendus par un accroissement important de la proportion de femmes occupant un emploi de longue durée[9] (14,2 points de pourcentage).

Réduction de l'écart chez les jeunes travailleurs due à la hausse du niveau de scolarité et au recul de la syndicalisation

De 1988 à 2008, la croissance des salaires réels a été plus forte chez les jeunes femmes (7,8 %) que chez les jeunes hommes (0,5 %), ce qui a contribué à la réduction de l'écart salarial dans le groupe des 25 à 29 ans. Environ deux tiers de la diminution de l'écart salarial entre les hommes et les femmes peuvent être expliqués par des changements de composition.

Les changements de niveau de scolarité et de choix de profession ont donné lieu à une augmentation du salaire réel des jeunes femmes. En 2008, 24,1 % des jeunes hommes et 36,5 % des jeunes femmes détenaient un diplôme universitaire. Comme la corrélation entre les études et la rémunération est positive, la hausse du niveau de scolarité des jeunes femmes explique environ le quart de la réduction de l'écart salarial entre les hommes et les femmes[10]. Les jeunes femmes se

Tableau 2 Tenir compte de l'écart salarial qui diminue, 1988 à 2008

	Âge					
	25 à 29	30 à 34	35 à 39	40 à 44	45 à 49	50 à 54
Variation du						
Ratio des salaires femmes-hommes	0,056	0,064	0,068	0,089	0,103	0,162
Différence entre les logarithmes des salaires	-0,072	-0,103	-0,118	-0,120	-0,156	-0,217
Logarithme des salaires réels						
Hommes	0,005	0,012	-0,026	-0,045	-0,001	-0,021
Femmes	0,078	0,115	0,092	0,074	0,155	0,196
	%					
% dû aux différences de caractéristiques	**66,0**	**52,7**	**40,2**	**57,1**	**47,1**	**65,4**
Âge	2,3	0,9	0,7	-0,1	-0,4	-0,9
Niveau de scolarité	28,4	27,8	8,5	-7,0	-0,8	3,6
Province	-11,2	-7,2	-7,0	-3,3	-4,9	1,1
Durée d'occupation de l'emploi	5,3	6,5	21,6	26,5	13,9	14,6
État matrimonial	0,8	4,2	2,5	6,0	3,0	1,8
Syndicalisation	26,8	9,3	3,1	5,0	4,8	6,6
Temps partiel	8,7	11,1	5,5	4,0	1,6	6,8
Industrie	-12,0	-4,3	-5,8	11,1	1,6	4,0
Profession	18,7	4,3	11,0	15,7	28,2	27,7
% dû aux différences de rendement	**34,0**	**47,3**	**59,8**	**42,8**	**52,9**	**34,6**

Sources : Statistique Canada, Enquête sur l'activité, 1988 à 1990; Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 1996; Enquête sur la population active, 1998 à 2008.

Explication des changements d'écart salarial

Pour chaque année (t), les structures salariales des hommes et des femmes (i=h,f) sont estimées par la relation entre les salaires horaires et les caractéristiques observées en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

$$lnw_{it} = X_{it}' \beta_{it} + u_{it} \quad i = h, f \text{ (Équation 1)}$$

où le logarithme naturel du salaire horaire est la variable dépendante, X est un vecteur de caractéristiques déterminant le salaire (âge, carré de l'âge, scolarité [3 groupes], travail à temps partiel, syndicalisation, marié(e) ou union libre, durée d'occupation de l'emploi [6 groupes], industrie [17 groupes], profession [10 groupes] et province [10 groupes])[19]; β est un vecteur de coefficients de régression montrant le rendement de chaque caractéristique, et *u* est un terme d'erreur qui suit une loi normale. Chaque coefficient correspond à la variation en pourcentage du taux salarial horaire associée à une variation d'une unité de la valeur de la variable explicative.

La littérature spécialisée est axée sur la méthode de décomposition de Blinder-Oaxaca qui permet de déterminer la proportion de l'écart salarial entre les hommes et les femmes due à des différences entre les caractéristiques des travailleurs et la proportion due à des différences de rendement de ces caractéristiques, ainsi qu'à des différences de terme constant. La décomposition est fondée sur la propriété des MCO faisant 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 $\hat{\beta}$.

Pour chaque année (t), la différence entre les logarithmes des salaires peut être exprimée sous la forme[20] :

$$(\log w_h - \log w_f) = (\overline{X}_h - \overline{X}_f)\hat{\beta}_h + (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_f)\overline{X}_f \text{ [21]. (Équation 2)}$$

Suivant Baker et coll. (1995), on peut décomposer la variation de l'écart salarial non corrigé au cours du temps en une partie due au changement des caractéristiques moyennes dans l'échantillon et une autre partie due au changement du rendement de ces caractéristiques. La variation entre les périodes (t-1) et t peut être exprimée sous la forme :

$$(\overline{w}_t^H - \overline{w}_{t-1}^H) - (\overline{w}_t^F - \overline{w}_{t-1}^F) =$$
$$\left[\hat{\beta}_t^H(\overline{X}_t^H - \overline{X}_{t-1}^H) - \hat{\beta}_t^F(\overline{X}_t^F - \overline{X}_{t-1}^F)\right] + \left[\overline{X}_{t-1}^H(\hat{\beta}_t^H - \hat{\beta}_{t-1}^H) - \overline{X}_{t-1}^F(\hat{\beta}_t^F - \hat{\beta}_{t-1}^F)\right]. \text{ (Équation 3)}$$

La première composante est la variation de l'écart entre les salaires due aux variations des caractéristiques moyennes relatives entre les groupes, pondérée par les prix selon le groupe à la période t. La deuxième composante est la variation due aux tendances des rendements relatifs de ces caractéristiques dans les divers groupes, pondérée par les moyennes des variables explicatives selon le groupe à la période (t-1).

sont également détournées des professions faiblement rémunérées, telles que les emplois de bureau et des ventes, pour se diriger vers des professions à rémunération élevée dans les secteurs de la santé et de l'éducation, ce qui a réduit encore davantage l'écart salarial entre les hommes et les femmes.

Par ailleurs, les transformations structurelles de l'économie ont eu des répercussions plus importantes sur les jeunes hommes. Ces derniers ont connu une baisse de protection syndicale de 11,3 points de pourcentage. Comme les travailleurs syndiqués gagnent plus que leurs homologues non syndiqués, la contraction de l'écart entre les taux de syndicalisation des hommes et des femmes a réduit la rémunération des hommes comparativement à celle des femmes. Ce changement explique 26,8 % de la réduction de l'écart salarial entre les hommes et les femmes.

Les changements de structure salariale dans certaines industries ont également contribué à la diminution de l'écart. Par exemple, dans le domaine de la fabrication, les hommes occupaient habituellement la plupart des emplois les mieux payés tels que le montage d'automobiles et la fabrication de produits métalliques, tandis que les femmes occupaient des emplois dans les secteurs faiblement rémunérés, tels que les textiles et l'habillement. Cependant, de 1988 à 2008, le salaire moyen des jeunes hommes employés en fabrication a baissé d'environ 2 %, tandis que celui des jeunes femmes a augmenté d'environ 10 %.

Diminution de la corrélation entre l'écart salarial et l'âge

Un résultat évident est que l'écart salarial entre les hommes et les femmes augmente généralement avec l'âge (consulter les rangées de la seconde partie du

tableau 1). Puisque les caractéristiques des femmes ont changé considérablement depuis l'entrée des premières cohortes étudiées sur le marché du travail, en tout point dans le temps, les caractéristiques des femmes plus âgées seront assez différentes de celles des jeunes femmes. Quoique semblables à celles des hommes en début de carrière, les caractéristiques des femmes peuvent diverger à cause de décisions différentes concernant les études, la profession et l'interruption de la carrière. Lorsque ces différences sont combinées, il est facile d'expliquer l'écart salarial plus important entre les hommes et les femmes chez les travailleurs plus âgés et l'écart plus faible chez les jeunes travailleurs.

Bien qu'une corrélation entre l'écart salarial et l'âge soit observée pour toutes les années étudiées, cette corrélation diminue progressivement lorsqu'on passe d'une année à la suivante. En 1988, l'écart salarial entre les hommes et les femmes chez les travailleurs de 25 à 29 ans était inférieur de 20,1 points de pourcentage à celui observé chez les travailleurs de 50 à 54 ans. En 2008, cette différence entre l'écart observé chez les jeunes travailleurs et les travailleurs plus âgés n'était plus que de 9,4 points de pourcentage.

L'affaiblissement de la corrélation entre l'écart salarial et l'âge suggère un « effet de remplacement de cohorte »; à mesure que les cohortes plus jeunes remplacent les cohortes plus anciennes, l'écart global entre les hommes et les femmes diminue simplement parce que l'écart est plus faible (et demeure plus faible) dans les nouvelles cohortes que dans celles qui les précèdent.

L'écart entre les salaires des femmes et des hommes augmente-t-il à mesure que les travailleurs vieillissent?

La comparaison qui précède est faite entre des travailleurs dont les périodes de naissance diffèrent. Elle ne permet pas de répondre à la question « L'écart salarial entre les hommes et les femmes augmente-t-il avec l'âge des travailleurs? ». La variation du ratio entre les salaires des femmes et des hommes pour une cohorte particulière[11] au cours du temps peut être obtenue en lisant le tableau 1 en diagonale[12].

En 1988, l'écart salarial entre les hommes et les femmes calculé selon cette approche était de 15,4 points de pourcentage chez les travailleurs de 25 à 29 ans. Dix ans plus tard, cette cohorte, alors âgée de 35 à 39 ans, présentait un écart salarial entre les hommes et les femmes de 19,5 points de pourcentage. Enfin, en 2008, lorsque les membres de cette cohorte avaient de 45 à 49 ans, l'écart salarial était de 21,6 points de pourcentage. Ces chiffres montrent que pour la cohorte de 1988, l'écart salarial entre les hommes et les femmes a augmenté d'environ 6,2 points de pourcentage en 20 ans. Ce résultat est assez différent de celui obtenu en se basant sur les données transversales de 2008 selon lesquelles l'écart chez les travailleurs de 45 à 49 ans cette année-là était supérieur de 11,7 points de pourcentage à celui chez les travailleurs de 25 à 29 ans. Les données transversales ont tendance à surestimer la corrélation entre l'âge et l'écart du salaire.

La répétition de l'exercice susmentionné pour les autres groupes d'âge jette un doute supplémentaire quant à la force de la corrélation observée, dans les données transversales, entre l'âge et l'écart salarial entre les hommes et les femmes. En fait, cet écart est demeuré stable chez certaines cohortes à mesure qu'elles vieillissaient. Par exemple, chez les travailleurs de 30 à 34 ans, l'écart salarial entre les hommes et les femmes était de 20,6 points de pourcentage en 1988 et de 19,3 points de pourcentage en 2008. Pour d'autres cohortes, les données ne révèlent aucune tendance précise. Donc, pour au moins certaines cohortes, la diminution de l'écart salarial pourrait être attribuable en partie au fait que les salaires des hommes et des femmes ne divergeaient plus à mesure qu'ils avançaient en âge.

Pourquoi les salaires des hommes et des femmes de ces cohortes ont-ils cessé de diverger à mesure qu'ils vieillissaient? Deux explications possibles sont reliées aux parcours de carrière. Premièrement, à mesure que leurs enfants avancent en âge, les femmes pourraient être capables de consacrer plus de temps et d'énergie au travail rémunéré (en acceptant des promotions ou en suivant une formation). Par conséquent, l'écart salarial au sein d'une cohorte particulière pourrait s'être réduit ou n'avoir pas changé puisque l'effort de travail accru des femmes a augmenté leur capacité de gains relative. Deuxièmement, les femmes sont habituellement considérées comme étant plus susceptibles d'abandonner leur emploi ou de s'absenter du travail (Hill, 1979), et ces idées préconçues concernant le rendement au travail pourraient influer sur la rémunération ainsi que sur le placement (Chandler et coll., 1994). Toutefois, selon des données empiriques récentes, les taux d'abandon permanent et d'absentéisme diffèrent peu chez les hommes et chez les femmes (Zhang, 2007). Donc, l'écart salarial entre les hommes et les femmes au sein d'une cohorte particulière pourrait s'être réduit ou n'avoir pas changé parce que les

Résolution des problèmes de sélection : correction simple du biais de sélection

Tel qu'il est mentionné dans Baker et coll. (1995), les salaires des personnes incluses dans l'échantillon de participants (ou les personnes dont les salaires ont été observés) sont estimés par la régression $w_{ipt}^{g} = \alpha^{g} + X_{ipt}^{g}\beta_{t}^{g} + e_{ipt}^{g}$, où w_{ipt}^{g} est le logarithme naturel du salaire horaire du travailleur i, dans l'échantillon de participants p, de sexe g, au temps t; et où X_{ipt}^{g} est un vecteur de caractéristiques déterminant le salaire (âge, scolarité, état matrimonial, présence d'enfants d'âge préscolaire et région). Puis, les salaires des personnes non incluses dans l'échantillon de participants n (ou les personnes dont le salaire n'a pas été observé) w_{int}^{g} sont estimés en se servant des résultats de la régression β_{t}^{g} et des caractéristiques moyennes de ces personnes, X_{int}^{g}. En désignant 1998 comme année de base (t=0), une estimation pondérée du logarithme moyen des salaires est calculée pour les hommes et pour les femmes sous la forme : $\overline{w}_{t}^{g} = \overline{\varpi_{t}^{g} w_{pt}^{g}} + (1-\varpi_{t}^{g})\overline{w_{nt}^{g}}$, où $\omega_{t}^{g} = pr_{t}^{g} / pr_{0}^{g}$ et pr_{t}^{g} est le taux d'emploi des personnes de sexe g durant l'année t. Enfin, bien que, par construction, w_{nt}^{g} tienne compte de l'effet des différences observables entre les participants et les non-participants, il serait prudent de neutraliser l'effet des différences inobservables en multipliant par *k*. Si l'on suppose que les personnes qui ne participent pas au marché du travail rémunéré reçoivent des offres salariales inférieures à celles des personnes qui participent à ce marché, alors k < 1. Comme dans Baker et coll. (1995), les résultats ajustés sont présentés pour k = 1,0 et k = 0,9.

abandons et l'absentéisme ne peuvent plus être considérés comme des explications importantes de la rémunération plus faible des femmes.

Rôle de l'évolution du « biais de sélection »

Puisque, dans le passé, les taux d'emploi des femmes étaient plus faibles, leur possible contribution au changement des taux de participation concernant la diminution de l'écart entre les gains doit être prise en considération. Par exemple, si les femmes qui travaillaient au cours des années 1980 avaient une capacité de gains « supérieure à la moyenne » comparativement à celles qui ne travaillaient pas durant ces années-là, on peut parler d'un biais de sélection. À mesure que le taux d'emploi des femmes a augmenté, un plus grand nombre de femmes ayant une capacité de gains « moyenne » sont entrées sur le marché du travail. Ce genre de scénario représente un changement de biais de sélection qui altère la mesure de l'écart salarial entre les hommes et les femmes.

Afin d'isoler l'effet de l'évolution du biais de sélection, les salaires doivent être liés à une combinaison uniforme de caractéristiques à divers points dans le temps. Baker et coll. (1995) illustrent une méthode permettant de tenir compte de l'évolution du biais de sélection susceptible d'influer sur les comparaisons des écarts non corrigés au cours du temps. La méthode peut également inclure une correction permettant à l'analyste de formuler des hypothèses au sujet des caractéristiques non observées.

Après avoir tenu compte du biais de sélection (voir *Résolution des problèmes de sélection : correction simple du biais de sélection*), l'écart salarial corrigé diminue encore plus qu'il n'a été mentionné auparavant pour les années de 1988 à 2008 : le ratio non corrigé augmentant de 1,6 point de pourcentage en sus de l'augmentation de 7,6 points de pourcentage observée. Cela signifie que les compétences moyennes des nouveaux entrants sur le marché du travail commandent une rémunération plus faible que celles des travailleurs ayant participé pendant les deux années. Si l'on étend cette hypothèse aux caractéristiques inobservables[13], l'écart diminue de 5,1 points de pourcentage supplémentaires comparativement à la variation de l'écart non corrigé. D'après ces hypothèses, résoudre le problème de biais de sélection produit une réduction supplémentaire entre 1988 et 2008 allant de 1,6 point de pourcentage à 5,1 points de pourcentage de l'écart salarial entre les hommes et les femmes[14].

Chez les personnes qui avaient de 25 à 29 ans en 1988, l'écart salarial non corrigé entre les hommes et les femmes a augmenté de 6,2 points de pourcentage au cours des 20 années suivantes (tableau 3). Si l'on se sert des salaires corrigés pour tenir compte du biais de sélection, l'écart s'est accru de 5,4 points de pourcentage, ou de 2,4 points de pourcentage si l'on tient compte des caractéristiques inobservées. Selon ces hypothèses, la diminution de

l'écart salarial entre les hommes et les femmes chez cette cohorte est surestimée d'une valeur allant de 0,8 point de pourcentage à 3,8 points de pourcentage si l'on ne tient pas compte des effets de sélection. Ces résultats fournissent des preuves supplémentaires que la corrélation entre l'écart des salaires et l'âge est surestimée dans les totalisations transversales[15].

Résumé

Le présent article a examiné les facteurs qui contribuent à la diminution de l'écart salarial entre les hommes et les femmes au cours du temps. La première constatation importante, à savoir que la croissance des salaires relatifs des femmes a dépassé celle des salaires relatifs des hommes, donne à penser que l'évolution de la composition de la population active et l'évolution de la façon dont le marché du travail rémunère les travailleurs ont joué un rôle dans la diminution de l'écart salarial entre les hommes et les femmes.

La deuxième constatation importante, à savoir que les caractéristiques et les salaires des hommes et des femmes qui entrent sur le marché du travail aujourd'hui se ressemblent plus que ce n'était le cas dans le passé, suggère qu'une partie de la diminution dans l'écart entre les salaires des femmes et des hommes pourrait être due à un effet de remplacement de cohorte. À mesure que les cohortes plus jeunes « remplacent » les anciennes cohortes, l'écart salarial global entre les hommes et les femmes diminue simplement parce que l'écart est plus faible pour les nouvelles cohortes que pour celles qui les ont précédées.

La troisième constatation importante, à savoir que les données transversales ont tendance à surestimer la corrélation entre l'écart des salaires et l'âge, laisse entendre que la diminution de l'écart salarial entre les hommes et les femmes est reliée en partie au fait que la divergence entre les salaires des hommes et des femmes à mesure qu'ils vieillissent est moins importante que dans le passé.

Ces constatations fournissent certains éclaircissements quant au fonctionnement du marché du travail canadien. Premièrement, l'écart salarial entre les hommes et les femmes observé au début de la carrière d'une personne prédit de mieux en mieux l'écart salarial au cours de la vie de travail d'une génération. Deuxièmement, d'autres diminutions de l'écart salarial entre les hommes et les femmes pourraient être difficiles à évaluer puisque, après la cohorte de 1988, on n'observe que des diminutions modestes de l'écart salarial chez les jeunes femmes de cohorte en cohorte.

Tableau 3 Prise en compte du biais de sélection : ratios des salaires femmes-hommes corrigés de l'effet de sélection

	1988	1998	2008	1988 à 2008
		ratio		variation
Tous les travailleurs de 25 à 54 ans				
Taux d'emploi				
Hommes	0,876	0,845	0,865	-0,011
Femmes	0,675	0,722	0,781	0,106
Ratio des salaires non corrigés	0,757	0,811	0,833	0,076
Ratio des salaires corrigés pour l'effet de sélection				
k = 1,0	0,742	0,807	0,834	0,093
k = 0,9	0,721	0,807	0,848	0,127
Cohorte synthétique : travailleurs de 25 à 29 ans en 1988 et de 45 à 49 ans en 2008				
Taux d'emploi				
Hommes	0,853	0,863	0,867	0,014
Femmes	0,694	0,732	0,804	0,110
Ratio des salaires non corrigés	0,846	0,805	0,784	-0,062
Ratio des salaires corrigés pour l'effet de sélection				
k = 1,0	0,835	0,805	0,781	-0,054
k = 0,9	0,827	0,805	0,803	-0,024

Nota : L'échantillon de non-participants englobe les personnes au chômage, les personnes inactives et les travailleurs autonomes.
Sources : Statistique Canada, Enquête sur l'activité, 1988 à 1990; Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 1996; Enquête sur la population active, 1998 à 2008.

Perspective

Notes

1. Une analyse complète des différences entre les niveaux et les tendances de l'écart entre les gains des hommes et des femmes et de l'écart salarial entre les hommes et les femmes peut être consultée dans Baker et Drolet (à paraître).
2. Ces mesures ne reflètent pas la durée d'occupation complète de l'emploi, mais plutôt la durée de l'emploi au moment de l'enquête. La durée de l'occupation

de l'emploi est égale au nombre de mois ou d'années consécutifs durant lesquels une personne a travaillé pour l'employeur au moment de l'enquête (ou pour l'employeur le plus récent). L'employé peut avoir occupé plus d'un emploi ou travaillé à plus d'un emplacement ou dans plus d'une entreprise et être quand même considéré comme ayant une période d'emploi ininterrompue à condition que l'employeur n'ait pas changé. Par contre, si une personne a travaillé pour le même employeur au cours de périodes différentes, la durée d'occupation de l'emploi est égale à la plus récente période de travail ininterrompue. Une mise à pied temporaire ne constitue pas une interruption.

3. Calculs de l'auteure d'après les estimations provenant de l'Enquête sur la population active, tableau CANSIM 282-0004.

4. Calcul de l'auteur d'après le tableau CANSIM 477-0014.

5. Englobe les personnes non représentées par un syndicat, mais couvertes par une convention collective.

6. Les rangs centiles font référence aux distributions des salaires propres aux femmes et aux hommes respectivement. Une autre méthode consiste à calculer le rang centile moyen des femmes dans la distribution des salaires des hommes. Cet indicateur montre que les femmes ont « grimpé » sur l'échelle salariale des hommes — en moyenne, les femmes gagnaient plus que 32 % des hommes en 1988, que 37 % d'entre eux en 1998 et que 39 % d'entre eux en 2008.

7. Tableau CANSIM 477-0013.

8. Baker et Drolet (à paraître) notent des résultats comparables pour les travailleurs à temps plein.

9. Les emplois de longue durée sont ceux qui durent au moins 20 ans.

10. L'information sur les principaux domaines d'études fait défaut dans cette analyse. Voir Frenette et Coulombe (2007) pour une discussion plus approfondie.

11. Ici, le terme « cohorte » est utilisé pour décrire une « cohorte synthétique » définie par la date de naissance. Une cohorte synthétique est construite à partir d'enquêtes transversales répétées. Cela permet de suivre au cours du temps les résultats *moyens* sur le marché du travail (ici les salaires) des travailleurs nés à différentes périodes. Cette approche diffère des études portant sur des données de panel qui suivent les résultats des travailleurs *individuels* au cours du temps. Du moment que l'échantillon transversal est représentatif, cette approche devrait fournir une approximation des variations du ratio entre les salaires des femmes et des hommes au cours du temps pour les travailleurs compris dans la même période de naissance. Un inconvénient de cette approche est qu'elle s'appuie sur l'hypothèse que la population est fixe. Autrement dit, on suppose que les travailleurs observés en 1988 à l'âge de 25 à 49 ans sont les mêmes que les travailleurs observés en 2008 à l'âge de 45 à 49 ans. La section intitulée *Résolution des problèmes de sélection : correction simple du biais de sélection* aborde le problème lié à cette hypothèse et décrit la nouvelle estimation des variations de l'écart salarial entre hommes et femmes au cours du temps.

12. Baker et Drolet (à paraître) présentent graphiquement des résultats comparables dans leur figure 6.

13. En fixant k=0,9 comme il est indiqué à la section *Résolution des problèmes de sélection : correction simple du biais de sélection.*

14. Des résultats similaires sont observés pour les travailleurs appartenant à des groupes d'âge particuliers.

15. L'échantillon de non-participants englobe les personnes au chômage, les personnes inactives mais capables de travailler et les travailleurs autonomes. D'autres échantillons de non-participants (chômeurs seulement, chômeurs, et personnes inactives) ont été utilisés pour effectuer une analyse similaire. Tous les échantillons ont produit des résultats comparables.

16. Neill (2009) signale que, chez les personnes de 18 à 24 ans, l'inscription à temps plein à l'université a augmenté de 1979 à 2003. Cette situation pourrait avoir une incidence sur le ratio entre les salaires des femmes et des hommes pour ce groupe d'âge, car le type de jeunes adultes qui travaillent pourrait évoluer systématiquement.

17. Milligan et Schirle (2008) mentionnent des variations importantes des taux d'emploi des hommes plus âgés (55 ans et plus) et une faible variation des taux d'emploi des femmes plus âgées. L'évolution des profils de départ à la retraite pourrait influer sur le ratio entre les salaires des femmes et des hommes chez les travailleurs plus âgés, puisque le type d'adultes plus âgés qui travaillent pourrait changer systématiquement.

18. Drolet (2001) montre que, en 1997, les jeunes femmes (de 25 à 34 ans) consacraient 84 % de leurs années potentielles d'expérience de travail au travail à temps plein toute l'année comparativement à 74 % de femmes plus âgées (45 à 54 ans), tandis que les hommes consacraient plus de 90 % de leurs années potentielles d'expérience de travail au travail à temps plein toute l'année, indépendamment de leur âge. Ces chiffres ont été calculés en utilisant des données provenant de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

19. Les variables utilisées ont été harmonisées de manière à fournir un concept cohérent pour les diverses années d'enquête. Les concordances pour le codage des industries (entre la Classification type des industries [CTI]) utilisées jusqu'en 1998 et le Système de classification des industries d'Amérique du Nord [SCIAN]) et celles pour le codage des professions (entre la Classification type des professions [CTP] et la Classification nationale des professions [CNP]) ont été utilisées pour effectuées une mise en concordance aussi cohérente que possible au niveau agrégé. Voir Baker et Drolet (à paraître) pour une description complète.

20. Les résultats de cette spécification doivent être interprétés avec prudence, puisque l'accès aux professions, aux industries et aux lieux de travail syndiqués pourrait être influencé par le traitement différent des hommes et des femmes sur le marché du travail.

21. La structure salariale des hommes est utilisée aux fins de comparaisons. Bien qu'il soit admis que le choix de la structure salariale importe (Drolet, 2001), les questions ayant trait aux différences de rémunération sont souvent formulées de manière à demander si les femmes gagnent autant que les hommes ayant des caractéristiques comparables.

Documents consultés

BAKER, Michael, et Marie DROLET. (forthcoming). « A new view of the male–female pay gap in Canada », *Canadian Public Policy,* vol. 36, nº 4, décembre 2010.

BAKER, Michael, Dwayne BENJAMIN, Andrée DESAULNIERS et Mary GRANT. 1995. « The distribution of the male/female earnings differential, 1970–1990 », *Canadian Journal of Economic.,* vol. 28, nº 3, août, p. 479 à 501.

CHANDLER, Timothy D., Yoshinori KAMO et James D. WERBEL. 1994. « Do delays in marriage and childbirth affect earnings? », *Social Science Quarterly,* vol. 75, nº 4, décembre, p. 838 à 853.

DROLET, Marie. 2001. « Écart salarial entre hommes et femmes », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 2, nº 12, décembre, produit nº 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 5 à 14, http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/75-001-x2001012-fra.pdf (site consulté le 25 novembre 2010).

FRENETTE, Marc, et Simon COULOMBE. 2007. *Est-ce que l'enseignement supérieur chez les jeunes femmes a considérablement réduit l'écart entre les sexes en matière d'emploi et de revenus?* produit nº 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 301, Ottawa, 29 p., http://www.statcan.gc.ca/pub/11f0019m/11f0019m2007301-fra.pdf (site consulté le 25 novembre 2010).

HILL, Martha S. 1979. « The wage effects of marital status and children », *The Journal of Human Resources,* vol. 14, nº 4, automne, p. 579 à 593, http://www.jstor.org/stable/pdfplus/145325.pdf (site consulté le 25 novembre 2010).

MILLIGAN, Kevin, et Tammy SCHIRLE. 2008. *Working While Receiving a Pension: Will Double Dipping Change the Elderly Labour Market?*, document préparé pour le John Deutsch Institute Conference on Retirement Policy Issues in Canada, 25 et 26 octobre 2007, Kingston, Ontario, University of British Columbia, 18 p., http://faculty.arts.ubc.ca/kmilligan/research/doubledip2.2.pdf (site consulté le 25 novembre 2010). Polycopie.

NEILL, Christine. 2009. « Tuition fees and the demand for university places », *Economics of Education Review,* vol. 28, nº 5, octobre, p. 561 à 570, http://www.sciencedirect.com/science?_ob=MImg&_imagekey=B6VB9-4VWB1CY-2-3&_cdi=5921&_user=1516053&_pii=S0272775709000211&_origin=search&_coverDate=10%2F31%2F2009&_sk=999719994&view=c&wchp=dGLbVtb-zSkzV&md5=b95a2b692b2e2ad1382f8329cfcd45c0&ie=/sdarticle.pdf (site consulté le 25 novembre 2010).

STATISTIQUE CANADA. 2009. *Tendances du revenu au Canada*, produit nº 13F0022XCB au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

STATISTIQUE CANADA. 2007. *Femmes au Canada : une mise à jour du chapitre sur le travail, 2006,* produit nº 89F0133XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 25 p., http://www.statcan.gc.ca/pub/89f0133x/89f0133x2006000-fra.pdf (site consulté le 25 novembre 2010).

ZHANG, Xuelin. 2007. *Différences entre les sexes relativement aux départs volontaires et à l'absentéisme au Canada*, produit nº 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 39 p., Direction des études analytiques : documents de recherche, nº 296, http://www.statcan.gc.ca/pub/11f0019m/11f0019m2007296-fra.pdf (site consulté le 25 novembre 2010).