

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

par Marie Drolet

N° 157

11F0019MPE N° 157

ISSN : 1200-5231

ISBN : 0-660-96433-3

Prix : 5 \$ l'exemplaire, 25 \$ par année

Analyse des entreprises et du marché du travail
Bureau 24-F, Immeuble R.H. Coats, Ottawa (Ontario) K1A 0T6
Statistique Canada (613) 951-5691
Télécopieur : (613) 951-5403
Internet : drolmar@statcan.ca

Le présent document est disponible sur Internet (www.statcan.ca).

Janvier 2001

L'auteure désire remercier Garnett Picot, Maryanne Webber, René Morissette et Lynda Gagné de leurs commentaires utiles. Les vues exprimées dans le présent document sont celles de l'auteure et ne reflètent pas nécessairement les opinions de Statistique Canada.

Also available in English

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Table des matières

I.	Introduction _____	1
II.	Analyse documentaire _____	2
III.	Deux mesures des gains : les gains annuels et les taux de rémunération horaire _____	5
IV.	Les données et l'échantillon _____	6
V.	Les différences entre les sexes dans les variables explicatives _____	7
VI.	Les différences moyennes entre les sexes : _____	9
VII.	Les facteurs déterminant les salaires selon le sexe _____	13
VIII.	Comment expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes _____	15
IX.	Incidence de l'utilisation de variables de substitution décrivant l'expérience _____	17
X.	Discussion _____	19
XI.	Conclusion _____	19
	Références _____	36

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



RÉSUMÉ

À partir des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), nous avons tenté de déterminer dans quelle mesure des facteurs qui n'avaient pas encore été étudiés dans le contexte canadien contribuent aux différences salariales entre les hommes et les femmes. Comme d'autres études qui emploient et les techniques de décomposition standard et tiennent compte de l'effet d'une gamme de caractéristiques liées à la productivité, la présente étude démontre que les hommes sont toujours avantagés sur le plan salarial par rapport aux femmes : le taux horaire moyen des femmes est d'environ 84 %, soit 89 % du taux moyen des hommes. Contrairement à d'autres études, nous avons tenu compte de l'effet de l'expérience de travail et des responsabilités professionnelles. Les différences entre les sexes pour ce qui est des équivalents d'années complètes de travail à temps plein expliquent au plus 12 % de l'écart entre les salaires des hommes et des femmes. Par ailleurs, les différences entre les sexes quant à la possibilité d'occuper des postes de supervision et d'exercer certaines fonctions expliquent environ 5 % de l'écart salarial. Pourtant, malgré la longue liste de facteurs liés à la productivité, une fraction considérable de l'écart entre les salaires des hommes et des femmes demeure inexplicée.

Nombreuses sont les études qui s'appuient sur des mesures de l'âge ou de l'expérience possible (années d'âge diminuées des années de scolarité moins six ans) comme variable de substitution décrivant l'expérience du marché du travail. Ni l'une ni l'autre de ces mesures ne tient compte des passages complets à l'inactivité, ni des restrictions sur le plan du nombre d'heures de travail par semaine ou du nombre de semaines travaillées par an à cause d'obligations familiales. Les résultats indiquent que les variables de substitution donnent de plus grands écarts salariaux rajustés entre les sexes que la variable de l'expérience effective.

Mots clés : gains entre les hommes et les femmes; salaires des femmes

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



I. Introduction

Ces dernières années, le rôle des femmes sur le marché du travail a profondément changé. Le taux de participation des femmes à la vie active a doublé entre 1961 (29 %) et 1996 (60 %).¹ L'activité des femmes sur le marché du travail dans les années 90 est beaucoup plus solide que celle des femmes des cohortes précédentes. De nos jours, les femmes ont tendance à retarder leurs grossesses tant que leur carrière n'est pas assurée; elles ont moins d'enfants; elles sont moins enclines à interrompre leur carrière pendant six mois ou plus après l'accouchement² et elles retournent au travail plus rapidement que les mères des générations précédentes (Gunderson 1998).

La participation à la vie active et l'engagement des Canadiennes ont radicalement changé les modèles quant au revenu familial. Les concepts traditionnels du père «soutien de famille» et de la mère «pourvoyeuse de soins» ne caractérisent plus la famille canadienne. Les familles comptant un seul soutien, celui du conjoint, qui étaient la norme en 1967 (58 %) sont l'exception (18 %) en 1994 (Gunderson, 1998). Le salaire des femmes contribue de plus en plus au revenu familial. Dans les familles à deux soutiens, environ un quart des Canadiennes gagnent plus que leur conjoint (Crompton et Geran, 1995).

Par ailleurs, on sait pertinemment que les Canadiennes ont fait des gains substantiels en ce qui concerne les caractéristiques déterminant les salaires ou qui sont liées à la productivité ces deux dernières décennies. Les femmes ont nettement augmenté leur niveau de compétences par rapport aux hommes, leur niveau de scolarité et leur expérience de travail. Elles ont également réussi à percer dans des milieux qui étaient traditionnellement réservés aux hommes.

Pourtant, en dépit de ces virages permanents qui se font sentir un peu partout que sont la participation et l'engagement accrues des femmes à la vie active et leurs progrès relatifs en ce qui a trait aux caractéristiques déterminant les salaires, les différences salariales entre les hommes et les femmes persistent et continuent de susciter un intérêt particulier dans les années 90. Ces trente dernières années, l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) a documenté ces écarts salariaux. Chez les travailleurs à temps plein toute l'année, le ratio des gains entre les femmes et les hommes se chiffrait à 72,5 % en 1997, soit une hausse par rapport au ratio enregistré en 1967 de 58,4 %.³

Selon les techniques de décomposition standard, il y a une composante «expliquée» de l'écart salarial entre les sexes (la fraction attribuable aux différences dans les qualifications sur le marché du travail et les caractéristiques d'emploi) et une composante «non expliquée» (la fraction attribuable aux différences de salaires que les hommes et les femmes touchent pour la même caractéristique). La plupart des économistes expliquent l'écart entre les gains des hommes et des femmes principalement par les

¹ Données tirées du Recensement du Canada dans Gunderson, 1998 p.24-26.

² Presque 9 femmes sur 10 qui ont accouché en 1993 ou en 1994 étaient de retour sur le marché du travail au courant de l'année suivant l'accouchement. Ces femmes ont pris en moyenne un congé de 6,4 mois. *L'emploi et le revenu en perspective*, Statistique Canada, Automne 1999, n° 75-0001-XPB au catalogue).

³ Données tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs, *Gains des hommes et des femmes*, Statistique Canada, 1997, n° 13-217-XIB au catalogue.

différences de compétences selon le sexe. (Coish & Hale, 1995; Christofides & Swidinsky, 1994; Gunderson 1998; Wannell, 1990; Baker, Benjamin, Desaulniers, Grant 1995).

Le présent document a un objet double. Il s'agit, dans un premier temps, de faciliter le passage des estimations des ratios des gains entre les sexes établis par l'Enquête sur les finances des consommateurs aux estimations des ratios des salaires entre les sexes de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Nous étudions brièvement le ratio des salaires entre les hommes et les femmes établi en fonction des gains annuels – appelé **l'écart entre les gains des hommes et des femmes** – en reprenant les définitions et les concepts ayant servi à la publication des ratios des gains entre les hommes et les femmes établis en fonction des données de l'EFC. Nous limitons notre étude à l'écart salarial entre les sexes fondé sur les taux de rémunération horaire – appelé **l'écart salarial entre les hommes et les femmes**. Dans un second temps, à partir de la mine de renseignements recueillis dans le cadre de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), nous axerons notre étude sur les facteurs qui n'ont pas encore été examinés dans le contexte canadien pour expliquer la différence salariale entre les sexes. Nous pourrions ainsi contribuer largement à la recherche sur l'activité des femmes sur le marché du travail et à l'analyse de l'écart salarial entre les hommes et les femmes.

Voici le plan du présent document. La section I présente une brève analyse documentaire de la preuve canadienne de l'écart salarial entre les hommes et les femmes au cours des deux dernières décennies. À la section II, nous énonçons les données et l'échantillon ayant servi à l'analyse. La section III étaye les deux mesures des gains sur lesquelles s'appuie notre étude. La section IV précise les échantillons de l'étude. La section V traite des variables de l'EDTR qui peuvent expliquer en partie les différences entre les sexes. La section VI examine l'écart salarial entre les hommes et les femmes et l'écart entre les gains des hommes et des femmes. La section VII étudie les facteurs déterminant les salaires selon le sexe. La section VIII décompose l'écart salarial entre les sexes en une fraction attribuable aux facteurs propres à chaque sexe et en une fraction attribuable à la différence entre les salaires que les hommes et les femmes touchent. À la section IX, nous discutons des résultats. Une conclusion suit.

II. Analyse documentaire

Au Canada, de nombreuses études évaluent les différences salariales entre les hommes et les femmes. Elles en arrivent, à certains égards, aux mêmes résultats en dépit de sources de données et de méthodes qui diffèrent considérablement. Le tableau 1 souligne certaines des principales constatations que l'on trouve dans la documentation canadienne.⁴

Nous pouvons d'abord affirmer sans équivoque que la *différence dans les gains des hommes et des femmes s'est amenuisée avec le temps*. À partir des données de recensement, Baker et al. (1995) constatent que le ratio des gains annuels entre les hommes et les femmes à temps plein toute l'année augmente de manière constante, passant de 0,60 en 1970 à 0,64 en 1980, à 0,67 en 1990. Gunderson (1998) arrive au même résultat, lui qui, à partir également des données de recensement, calcule un ratio des gains annuels semblable de 0,62 en 1970, 0,67 en 1980 et 0,71 en 1990 pour les travailleurs à

⁴ Cette liste vise à fournir une nouvelle preuve de l'écart salarial entre les sexes au Canada et de ses composantes respectives. Il ne s'agit aucunement d'une liste exhaustive de la documentation sur le sujet.

temps plein toute l'année. En appliquant un cadre uniforme aux données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, Baker et al. (1995) observent un ratio des gains annuels comparable entre les hommes et les femmes de 0,64 en 1986 et de 0,67 en 1991.⁵ Coish et Hale (1995), en s'appuyant sur les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1993, constatent que les femmes qui travaillent à temps plein toute l'année gagnent à peu près 79 % des gains des hommes dans des conditions comparables. Il est intéressant de noter qu'en calculant la différence entre les sexes pour ce qui est des taux de rémunération horaire chez tous les travailleurs (à temps plein et à temps partiel), ils obtiennent un ratio différentiel inférieur de 0,78. Christofides et Swidinsky (1994) en arrivent à un ratio des gains entre les femmes blanches et les hommes blancs de 0,76 à partir des taux horaires de l'Enquête sur l'activité du marché de 1989.

Puis, *une fraction importante de l'écart salarial entre les hommes et les femmes ne s'explique pas par les différences entre les sexes dans les caractéristiques déterminant les salaires qui sont observables*. Autrement dit, l'écart ne s'explique pas par la différence dans la valeur moyenne de la caractéristique déterminant les salaires ($\bar{X}_m - \bar{X}_f$), évaluée en fonction des revenus des hommes b_m . Baker et al. (1995) constatent qu'à peine un quart de l'écart entre les gains des hommes et des femmes durant la période de 1970–1985 s'explique par les différences dans les caractéristiques liées au salaire. Gunderson (1998) relève que la fraction de l'écart entre les gains des hommes et des femmes qui est attribuable aux différences dans les caractéristiques déterminant les salaires a légèrement diminué, passant de 35,5 % en 1970 à 29,5 % en 1990. Il conclut que cela suggère que les caractéristiques déterminant les salaires de l'effectif féminin ressemblent davantage à celles de l'effectif masculin, ce qui a permis de réduire l'écart global entre les gains (Gunderson, 1998). Christofides et Swidinsky (1994) évaluent à 26,5 % la part de la différence salariale entre les sexes attribuable à des facteurs liés à la productivité – estimation qui se situe entre les estimations de Baker et al. (1995) et celles de Gunderson (1998). Selon Coish et Hale (1995), seulement 12 % de l'écart salarial s'explique par des caractéristiques démographiques ou liées au capital humain.

Ajoutons que *la diminution de la composante «non expliquée» de l'écart salarial entre les sexes a permis, en grande partie, aux Canadiennes d'avoir relativement de meilleurs salaires*. Par composante «non expliquée», on entend les différences dans les salaires que les hommes et les femmes touchent pour les mêmes caractéristiques. On parle souvent d'une estimation de la discrimination sur le marché du travail fondée sur le sexe. Baker et al. (1995) décomposent la variation de l'écart entre les gains des hommes et des femmes sur deux périodes (t-1) et (t) $(\bar{y}_t^m - \bar{y}_{t-1}^m) - (\bar{y}_t^f - \bar{y}_{t-1}^f)$ en une fraction attribuable aux changements dans les caractéristiques moyennes $[\hat{b}_t^m (\bar{X}_t^m - \bar{X}_{t-1}^m) - \hat{b}_t^f (\bar{X}_t^f - \bar{X}_{t-1}^f)]$ et en une fraction attribuable aux changements dans les revenus associés à ces caractéristiques $[\bar{X}_{t-1}^m (\hat{b}_t^m - \hat{b}_{t-1}^m) - \bar{X}_{t-1}^f (\hat{b}_t^f - \hat{b}_{t-1}^f)]$ au cours de la période selon l'expression suivante :

⁵ Baker et al. (1995) font l'hypothèse que les différences entre les données du Recensement et le ratio des gains de l'EFC peuvent découler des différences dans les techniques d'échantillonnage, dans le choix du moment des enquêtes et dans les exclusions du prélèvement de l'échantillon.

$$(\bar{y}_t^m - \bar{y}_{t-1}^m) - (\bar{y}_t^f - \bar{y}_{t-1}^f) = [\hat{\mathbf{b}}_t^m (\bar{X}_t^m - \bar{X}_{t-1}^m) - \hat{\mathbf{b}}_t^f (\bar{X}_t^f - \bar{X}_{t-1}^f)] + [\bar{X}_{t-1}^m (\hat{\mathbf{b}}_t^m - \hat{\mathbf{b}}_{t-1}^m) - \bar{X}_{t-1}^f (\hat{\mathbf{b}}_t^f - \hat{\mathbf{b}}_{t-1}^f)]$$

Ils constatent que, entre 1970 et 1980, la diminution de l'écart est en grande partie due à la diminution des revenus relatifs associés aux facteurs déterminant les salaires, que, entre 1980 et 1985, la diminution de l'écart est principalement attribuable aux changements dans les caractéristiques relatives des hommes et des femmes et que, entre 1985 et 1990, les différences dans les revenus s'amenuisent considérablement.⁶

Dans la documentation, on trouve plusieurs explications de la diminution de la composante «non expliquée». On parle d'abord d'une plus faible discrimination envers les femmes partout sur le marché du travail, qui pourrait changer les attitudes de la société ou des employeurs à l'égard des femmes au travail. Les employeurs prennent constamment des décisions à partir de renseignements incomplets et prédisent la motivation future au travail des personnes selon leur sexe. Certaines entreprises hésitent à engager des femmes parce qu'elles ont, en moyenne, plus d'interruptions de carrière et plus d'absences que les hommes pour des raisons familiales. Les femmes peuvent subir ainsi de la discrimination fondée sur les statistiques. On retrouve ce genre de discrimination particulièrement dans les entreprises dont les coûts d'embauchage et de formation sont élevés et qui offrent en général de meilleurs salaires. Si la participation accrue des femmes sur le marché du travail entraîne de nouveaux comportements de la part des employeurs, les femmes accéderont plus facilement à des postes bien rémunérés, car les statistiques leur seront plus favorables.

La réduction de la composante «non expliquée» est également liée aux différences dans les attributs, les compétences ou les préférences qui n'ont pas été mesurés. La plupart des ensembles de données ne renferment pas suffisamment d'information sur d'autres déterminants importants de l'écart salarial entre les sexes. L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu comporte un certain nombre de variables que d'autres sources de données n'avaient pas recueilli et qui pourraient être considérées comme d'importants déterminants de l'écart salarial entre les sexes. À la section III, nous examinons ces variables et nous en justifions l'inclusion.

Si l'écart salarial entre les sexes n'avait pas de composante non expliquée; autrement dit, si les hommes et les femmes touchaient les mêmes salaires pour les mêmes caractéristiques, les femmes gagneraient malgré tout légèrement moins que les hommes (voir la colonne 7 du tableau 1). Le ratio des gains moins les différences dans les revenus associés aux mêmes caractéristiques varie d'environ 85 % en 1970 selon Gunderson (1998) à environ 90 % pour l'ensemble de la période de 1970 à 1990 à partir des chiffres de Baker et al. (1995) et à 93 % selon l'étude de Christofides et Swidinsky (1994). L'étude de Coish et Hale fait à nouveau exception, car elle évalue le ratio des gains, sans la composante non expliquée, à 97 %.⁷

⁶ Baker et al. (1995) constatent qu'une proportion de 50 % à 114 % de la réduction de l'écart entre 1970 et 1980 est attribuable à la différence dans les revenus, qu'une proportion de 65 % à 88 % de la réduction de l'écart entre 1980 et 1985 s'explique par les différences dans les caractéristiques, qu'une proportion de 62 % à 85 % de la réduction de l'écart entre 1985 et 1990 est due aux différences dans les revenus. Ces chiffres sont tirés du tableau 2 de Baker et al.

⁷ Si les hommes et les femmes touchaient le même salaire pour des caractéristiques semblables, l'écart global des gains entre les sexes serait attribuable aux différences dans les facteurs liés à la productivité. Autrement dit, nous

Enfin, comme les *estimations de l'écart salarial entre les sexes varient selon la mesure des gains utilisée, le choix de la méthode, la population sélectionnée et la spécification, il est difficile d'établir des comparaisons*. Baker et al. (1995) observent que le ratio des gains entre les hommes et les femmes après avoir tenu compte de l'effet des différences dans les caractéristiques observables, tourne autour de 70 %.⁸ En revanche, Gunderson (1998) souligne que le ratio a connu une augmentation, passant de 74 % en 1970 à 80 % en 1990. Christofides et Swidinsky (1994) ainsi que Coish et Hale (1995) établissent des ratios des salaires entre les sexes, après avoir tenu compte de l'effet des différences dans les caractéristiques observables, qui se rapprochent de ceux de Gunderson (1998) : à peu près 82 % en 1989 et 80 % en 1993, respectivement. Les diverses études produisent aussi des estimations de la composante non expliquée de l'écart entre les gains qui diffèrent quelque peu tout au long de la période de 1970 à 1990 (voir la colonne 6 du tableau 1).

III. Deux mesures des gains : les gains annuels et les taux de rémunération horaire

Jusqu'à 1997, Statistique Canada publiait des ratios des gains entre les hommes et les femmes en fonction des données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC). Pour l'ensemble des travailleurs à temps plein toute l'année⁹, les ratios des **gains annuels** variaient de 58,4 % en 1967 à 72,5% en 1997. Pour l'ensemble des personnes qui touchaient un traitement, un salaire ou un revenu net d'un travail indépendant, le ratio des gains entre les hommes et les femmes s'échelonnait de 46,1 % en 1967 à 63,8 % en 1997 (voir le tableau 2).

Les différences dans la semaine de travail normale des travailleurs et des travailleuses à temps plein toute l'année (TPTA) peuvent nuire à la taille de l'écart entre les sexes. Selon l'EFS, un travailleur à TPTA est une personne qui travaille 30 heures ou plus par semaine pendant 49 à 52 semaines au cours de l'année de référence. Le nombre d'heures de la semaine normale de travail varie toutefois considérablement chez les travailleurs à temps plein. En fait, selon les données de l'Enquête sur la population active, les hommes qui occupaient des postes à temps plein en décembre 1996 travaillaient habituellement 43,6 heures par semaine tandis que les femmes à temps plein travaillaient en général 39,6 heures par semaine.

À partir de l'Enquête nationale auprès des diplômés, Wannell et Caron (1994) constatent que chez les nouveaux diplômés, les femmes à temps plein travaillent en moyenne 2,5 à 4 heures de moins par semaine que leurs homologues masculins. En ajoutant le nombre d'heures de travail par semaine à leur

comparons le salaire que les hommes gagnent ($\bar{W}_m = \bar{X}_m \hat{\mathbf{b}}_m$) au salaire hypothétique que les femmes toucheraient si elles étaient rémunérées selon la structure salariale des hommes compte tenu de leurs propres caractéristiques ($\bar{W}_f^* = \bar{X}_f \hat{\mathbf{b}}_m$).

⁸ Pour calculer le ratio des gains entre les hommes et les femmes après avoir tenu compte de l'effet des différences dans les caractéristiques, le ratio = $\exp \left[-(\mathbf{b}_m - \mathbf{b}_f) \bar{X}_f \right]$

⁹ Selon l'EFC, un travailleur à temps plein toute l'année est une personne qui travaille 30 heures ou plus par semaine pendant 49 à 52 semaines au cours de l'année de référence.

équation salariale, Wannell et Caron (1994) montrent que l'**écart salarial** chez les diplômés est inférieur à l'**écart des gains**.

Ce qu'on entend par gains annuels peut compliquer l'interprétation de la taille de l'écart salarial entre les sexes. Dans le cas des ratios des gains fondés sur les données de l'EFC, les gains comprennent les traitements et les salaires et/ou le revenu net d'un travail indépendant de toutes provenances. Compte tenu de cette définition des gains, il est difficile de mettre le doigt sur la source de l'écart entre les sexes pour ce qui est des gains annuels. Est-ce que l'écart entre les sexes dans les gains annuels découle des différences dans le salaire de base que les hommes et les femmes touchent pour un emploi donné? Ou dans le revenu net d'un travail indépendant? Ou dans les primes associées aux heures supplémentaires? Ou dans les emplois multiples?

Pour plusieurs raisons, les taux de rémunération horaire constituent une mesure supérieure des gains annuels lorsqu'il s'agit de déterminer l'écart salarial entre les sexes. D'abord, comme nous l'avons déjà mentionné, quand le chercheur utilise des mesures des gains annuels, il doit restreindre son champ d'étude aux travailleurs à temps plein toute l'année de manière à éviter *certain*s problèmes liés au nombre d'heures de travail par semaine et au nombre de semaines de travail par année. On évite les problèmes en optant pour les taux de rémunération horaire, qui permettent, en outre, de déterminer les différences dans les salaires que les femmes et les hommes touchent pour des emplois semblables – autrement dit, de tenir compte de l'effet de caractéristiques liées à l'emploi, comme l'ancienneté professionnelle, la branche d'activité, la profession ou le statut syndical. Le total des gains annuels ne permet pas autant de précisions. Il est difficile d'examiner l'incidence de caractéristiques particulières liées à l'emploi parce que le total des gains annuels est la somme des traitements et des salaires de *toutes provenances*. Au mieux, on peut s'appuyer sur les renseignements liés à l'emploi «principal» que l'on peut définir comme l'emploi pour lequel le nombre d'heures de travail est le plus élevé ou l'emploi qui génère le plus de gains.

IV. Les données et l'échantillon

À partir des données de 1997 de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, nous avons extrait deux échantillons. Le premier nous permet d'analyser l'**écart salarial entre les sexes**, et le deuxième, l'**écart entre les gains des hommes et des femmes**.

L'analyse de l'**écart salarial entre les sexes** vise des travailleurs rémunérés, âgés de 18 à 64 ans, qui ne sont pas inscrits comme étudiants à temps plein durant l'année de référence. Sont exclus les travailleurs indépendants, les travailleurs à propos desquels on ignore le salaire horaire ou les gains, les travailleurs pour lesquels on ignore les équivalents d'années complètes à temps plein¹⁰ et les travailleurs pour lesquels on ignore le nombre d'heures de la semaine normale de travail durant l'année¹¹. L'analyse

¹⁰ On ne croit pas qu'en excluant des observations les travailleurs pour lesquels on ignore les équivalents d'années complètes de travail à temps plein on fausse l'échantillonnage. La distribution s'est faite, dans une juste mesure, au hasard dans la population.

¹¹ Comme tous les emplois occupés durant l'année de référence sont inclus dans l'analyse, les poids transversaux ont été normalisés conformément au nombre d'heures de travail par année liées à l'emploi. Il en est ainsi pour éviter la surreprésentation des emplois de courte durée.

se fonde sur 28 741 emplois – 14 839 emplois occupés par des hommes et 13 902 emplois occupés par des femmes. L'échantillon sert aux tabulations en croix et à l'analyse multivariée de l'écart salarial entre les sexes.

Le deuxième échantillon est choisi en vue des tabulations en croix de **l'écart des gains entre les hommes et les femmes** et est assujéti aux restrictions additionnelles concernant les travailleurs à temps plein (130 heures ou plus par mois) toute l'année (53 semaines par année). L'échantillon renferme 15 687 personnes – 9 020 hommes et 6 667 femmes. Pour ce qui est des travailleurs cumulant plus d'un emploi durant l'année de référence, l'analyse s'appuie sur les caractéristiques d'emploi attribuables à l'emploi principal (s'il s'agit de l'emploi pour lequel le nombre d'heures de travail est le plus élevé durant l'année de référence).

V. Les différences entre les sexes dans les variables explicatives

Expérience de travail

Les études antérieures sur les différences salariales entre les sexes reposaient sur des données très limitées. Bien souvent, l'acquisition des compétences générales en matière de capital humain ou l'expérience de travail potentielle est évaluée approximativement selon l'âge ou selon l'âge moins le niveau de scolarité moins 6. Cela pose des problèmes, car ces mesures ont tendance à surévaluer l'expérience *réelle* des femmes. Autrement dit, on ne tient aucunement compte des interruptions des femmes de la vie active pour l'éducation des enfants (soit des retraits complets de la vie active) ni des restrictions quant aux heures de travail par semaine ou au nombre de semaines de travail par année.

L'EDTR permet de mesurer l'expérience *réelle* sur le marché du travail – l'équivalent d'années complètes de travail à temps plein. Cette mesure tient compte de *l'ensemble de l'expérience de travail* en incluant des renseignements sur le nombre d'heures de travail par semaine (c.-à-d. emploi à temps plein ou à temps partiel) et sur le nombre de semaines de travail par année (à temps plein ou à temps partiel) pour tous les emplois occupés par le travailleur ou la travailleuse.¹²

Bien que la mesure de l'EDTR de l'équivalent d'années complètes de travail à temps plein soit une bonne estimation de l'expérience réelle sur le marché du travail des travailleurs puisqu'elle englobe tous les emplois, elle est toutefois loin d'être parfaite. Même si, comme nous le verrons, elle «explique» une fraction importante de l'écart salarial entre les sexes, elle comporte deux inconvénients graves.

Mentionnons en premier lieu qu'elle ne donne pas de renseignements sur la *continuité* de l'expérience de travail, la *durée* des retraits de la vie active, la *fréquence* des retraits et le *moment* de ceux-ci.

¹² La mesure de l'EDTR est calculée comme suit :

Équivalent d'années complètes de travail à temps plein = le nombre d'années complètes de travail à temps plein + 0,5 * (le nombre d'années partielles de travail à temps plein) + 0,5 * (le nombre d'années complètes à temps partiel) + 0,25*(le nombre d'années partielles à temps partiel).

Il est bien connu que les hommes et les femmes ne consacrent pas le même nombre d'heures au travail et que leur expérience de travail n'a pas la même continuité. Il est plus fréquent chez les femmes que chez les hommes d'alterner entre des périodes de travail rémunéré et des périodes de retrait pour des raisons familiales. Selon Corcoran et Wood (1979), cette façon de faire influe sur le salaire des femmes de plusieurs façons. D'abord, comme les femmes sont moins susceptibles que les hommes de travailler de manière continue, leur ancienneté professionnelle peut être inférieure à celle des hommes – un facteur qui détermine les salaires. Puis, les longues périodes de retraits de la vie active peuvent nuire au capital humain. Par conséquent, les femmes qui retournent travailler pour le même employeur après une interruption sont moins susceptibles d'être promues que les autres, et celles qui ne retournent pas travailler pour le même employeur peuvent devoir accepter un salaire inférieur à celui qu'elle touchait avant de quitter le marché du travail. De plus, les femmes qui prévoient devoir s'absenter de la vie active plusieurs fois peuvent remettre à plus tard leur formation ou décider d'accepter des postes peu rémunérés dans des branches d'activité ou des professions faciles d'accès où l'on risque peu d'être pénalisé si l'on en sort. Le *moment* des retraits de la vie active peut avoir une incidence sur les salaires. L'acquisition de compétences professionnelles se fait habituellement en début de carrière – ce qui coïncide généralement avec la décision d'avoir ou non des enfants. Murphy et Welch (1990) constatent qu'en grande partie la croissance réelle des gains cumulatifs a lieu au cours des premières années suivant l'obtention du diplôme. Si c'est le cas, le choix du moment de se retirer de la vie active peut avoir des répercussions importantes à long terme sur les gains futurs ou sur les gains cumulatifs chez les hommes et les femmes.

Le tableau 3 illustre les différences dans l'expérience de travail des hommes et des femmes sur le marché du travail. Comparativement aux hommes, les femmes ont en moyenne 3,9 ans de moins d'équivalents d'années complètes de travail à temps plein et 1,3 an de moins d'ancienneté professionnelle chez l'employeur actuel. Inversement, les hommes consacrent une proportion plus élevée d'années potentielles de travail à temps plein que les femmes (94 % par rapport à 75 %).

En deuxième lieu, la définition de l'expression «temps plein toute l'année» servant au calcul des équivalents d'années complètes de travail peut poser des problèmes. Une année complète correspond à au moins 6 mois de travail et le travail à temps plein représente au moins 30 heures de travail par semaine durant une année civile. Comme il a été mentionné, le nombre d'heures d'une semaine normale de travail varie énormément chez les travailleurs à temps plein. Par exemple, A travaille 45 heures par semaine pendant 12 mois, et B travaille 32 heures par semaine pendant 7 mois. Selon la mesure de l'EDTR des équivalents d'années complètes de travail à temps plein, on attribuerait à chaque personne une année complète de travail à temps plein malgré l'écart important dans leur expérience de travail. Marshall (1999) signale que presque 40 % des femmes prennent moins de six mois de congé après une naissance. Si ces interruptions de la vie professionnelle et ces heures de travail non relevées gagnent en importance à mesure que s'accroît l'expérience, la mesure en équivalents d'années complètes de travail à plein temps peut perdre de sa précision dans la description de l'importance relative du travail qui se fait chez les hommes et les femmes.

Responsabilités professionnelles

L'EDTR renferme des renseignements sur les responsabilités professionnelles, notamment sur les fonctions de supervision et les tâches liées au travail : la participation aux décisions relatives au budget ou à la dotation, à la paie et aux promotions, et à la définition des tâches des autres. Tant que les

femmes n'auront pas les mêmes possibilités de promotion à des postes de supervision que les hommes et/ou que les primes salariales rattachées à ces postes différeront selon le sexe, il y aura des différences salariales.

Le tableau 4 présente les possibilités qui diffèrent selon le sexe quant aux responsabilités professionnelles. Comparativement aux hommes, les femmes sont moins susceptibles d'occuper des postes comportant des responsabilités de supervision (35,2 % et 24,8 % respectivement) et d'occuper des postes dans le cadre desquels elles participent aux décisions relatives au budget et/ou à la dotation (21,7 % et 15,7 %).

Niveau d'instruction

Un des avantages de l'EDTR c'est qu'elle fournit de l'information sur la catégorie du domaine principal d'études associé au dernier niveau d'études supérieures complètes. Le tableau 5 présente la répartition en pourcentage divergente¹³ et la composition selon le sexe¹⁴ pour chacun des domaines principaux d'études. Il n'est pas étonnant de constater que la concentration des hommes et des femmes est plus forte dans de nombreux domaines d'études et que cela peut influencer sur l'écart salarial entre les sexes. Mentionnons, à titre d'exemple, que les diplômés en génie, en sciences et technologies appliquées et en commerce sont principalement des hommes et que les femmes sont surreprésentées parmi les diplômés des collèges en commerce ou en administration des affaires, et dans les domaines de la santé et de l'éducation. Vu que les salaires diffèrent selon le domaine d'études, le choix que les hommes et les femmes font explique en partie l'écart salarial entre les sexes.

Autres variables explicatives

Nous traitons de plusieurs variables explicatives, autres que le sexe (et celles susmentionnées), reconnues en général comme ayant une incidence sur les salaires. La situation de famille et l'âge du benjamin de la famille déterminent la division des tâches ménagères et des responsabilités quant au travail rémunéré. Dans la tranche de taille régionale et urbaine, les différences de salaires entre les régions sont saisies. Comme les grandes entreprises versent de meilleurs salaires que les petites entreprises (Morissette, 1991) et que les femmes sont moins susceptibles que les hommes de travailler dans de grandes entreprises, la taille de l'entreprise fait partie des éléments pouvant expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Enfin, mentionnons que le statut syndical semble contribuer aux différences dans les structures de salaires entre les secteurs syndiqués et non syndiqués.

VI. Les différences moyennes entre les sexes :

Le tableau 6 met en évidence les différences entre les sexes pour ce qui est de la rémunération horaire (appelé aussi écart salarial entre les sexes) et des gains annuels (appelé aussi ratio des gains entre les hommes et les femmes) à partir d'un certain nombre de caractéristiques démographiques et de

¹³ La répartition en pourcentage montre comment les effectifs des hommes et des femmes sont distribués dans les différents domaines principaux d'études.

¹⁴ La composition selon le sexe indique le taux des hommes et des femmes dans chaque domaine d'études.

caractéristiques liées au marché du travail. Le tableau 7 illustre l'écart selon les caractéristiques liées à l'emploi.

A. Écart salarial entre les hommes et les femmes : taux de rémunération horaire

En 1997, les travailleuses gagnaient en moyenne 15,12 \$ l'heure, tandis que les travailleurs touchaient 18,84 \$ l'heure. Autrement dit, les femmes gagnaient environ 80 % du salaire horaire moyen des hommes (voir le panel 1 du tableau 6).

Le ratio des taux horaires entre les hommes et les femmes est supérieur (autrement dit l'écart salarial est inférieur) chez les jeunes travailleurs (voir le tableau 6). Les jeunes femmes âgées de 18 à 24 ans (25-34 ans) gagnent environ 85 % (86 %) des revenus des hommes de leur catégorie d'âge. Le faible écart salarial entre les jeunes hommes et les jeunes femmes est attribuable au fait qu'il s'agit de débutants ayant des compétences et une expérience de travail semblables. En outre, les effets des interruptions de carrière, des promotions et des responsabilités ménagères différentes ne se sont pas encore faits sentir. Les différences dans les équivalents d'années complètes de travail à temps plein s'accroissent au fil du temps : les hommes âgés de 45 à 54 ans (55-64 ans) ont 6,4 (13,1) plus d'équivalents d'années complètes de travail à temps plein que les femmes du même groupe d'âge. Cela peut expliquer pourquoi le ratio des salaires entre les sexes diminue régulièrement avec l'âge – les femmes âgées de 45 à 54 ans gagnent environ 75 % du taux horaire moyen des hommes de 45 à 54 ans. Il se peut également que les différences entre les sexes quant au niveau d'instruction soient supérieures dans les cohortes de travailleurs âgés que dans les cohortes de jeunes travailleurs. Par ailleurs, les femmes âgées se retrouvent en concentration plus forte que les jeunes femmes dans des professions peu rémunérées. Ajoutons que les femmes âgées appartiennent à une génération où la mobilité professionnelle verticale était un phénomène moins répandu, et ce, indépendamment de l'expérience acquise sur le marché du travail.

L'écart salarial entre les sexes est plus faible chez les célibataires, les hommes et les femmes qui ne se sont jamais mariés (96 %) et plus élevé chez les femmes et les hommes mariés (77 %) (voir le tableau 6). Le faible écart salarial entre célibataires et femmes et hommes ne s'étant jamais mariés est en partie lié à l'âge et au fait qu'ils participent pareillement à la vie active et aux tâches ménagères. L'écart salarial important entre les femmes et les hommes mariés s'explique en partie par le tiraillement que les femmes éprouvent entre leur famille et leur carrière. Les femmes mariées sont plus susceptibles de travailler à temps partiel que les hommes mariés.¹⁵ Le travail à temps partiel permet aux femmes de choisir des emplois plus proches de la maison ou dont les heures correspondent à celles de leurs enfants d'âge scolaire. Puisque l'on valorise le travail à temps plein, les femmes qui décident de travailler à temps partiel afin de concilier vie familiale et vie professionnelle sont prêtes à accepter des salaires inférieurs en échange d'heures de travail écourtées ou flexibles. Voici en partie ce qui explique l'écart salarial élevé entre les femmes et les hommes mariés.

Comme il a été mentionné, l'un des avantages de l'EDTR est qu'elle fournit de l'information sur l'expérience de travail réelle selon la variable des équivalents d'années complètes de travail à temps

¹⁵ Environ 15,4 % des heures de travail des femmes mariées sont à temps partiel comparativement à 2,1 % chez les hommes.

plein. Quand les travailleurs ont peu d'expérience de travail, l'écart salarial entre les sexes est faible : les femmes ayant de 0 à 2 ans d'expérience de travail gagnent 96 % du taux horaire moyen des hommes ayant un niveau semblable d'expérience de travail (voir le tableau 6). Il est toutefois intéressant de noter que l'écart salarial entre les sexes s'élargit quand le nombre d'équivalents d'années complètes de travail à temps plein augmente. C'est ce qu'ont constaté Finnie et Wannell (1999). À partir d'un échantillon de nouveaux diplômés d'études postsecondaires de l'Enquête nationale auprès des diplômés, ils ont observé que l'écart salarial entre les sexes est relativement faible deux ans suivant l'obtention du diplôme (93 %), mais se creuse deux à cinq ans après l'obtention du diplôme (84 %).¹⁶

Plusieurs facteurs peuvent expliquer le fait que l'écart salarial entre les sexes s'accroît au fur et à mesure où les équivalents d'années complètes de travail à temps plein augmentent. D'abord, les femmes sont plus susceptibles que les hommes d'échelonner leur expérience de travail sur une période plus longue – les femmes ayant de 10 à 19 équivalents années complètes de travail à temps plein ont, en moyenne, quatre ans de plus que les hommes ayant la même expérience de travail. Puis, plus l'expérience de travail réelle est longue, plus il est possible que les femmes aient eu de fréquentes interruptions, se soient retirées de la vie active pendant de longues périodes et aient moins d'ancienneté professionnelle – ce qui peut influencer sur les salaires et accroître l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Enfin, la différence peut être attribuable en partie au fait que les travailleurs comptant le plus grand nombre d'équivalents d'années complètes de travail à temps plein sont en général plus vieux, ce qui, pour les raisons susmentionnées, entraîne des écarts salariaux plus élevés.

L'écart salarial entre les sexes varie selon le niveau d'instruction (voir le tableau 5). Comparativement à l'ensemble de la population, l'écart salarial entre les sexes est inférieur chez les diplômés universitaires – les femmes gagnent à peu près 85 % du taux horaire moyen des hommes diplômés de l'université. Cela n'est pas étonnant puisque les hommes et les femmes de cette population sont dotés des mêmes compétences qui déterminent à la base les salaires et participent dans la même mesure à la vie active. Cependant, il ne s'agit là que d'une explication partielle, vu que l'écart salarial entre les hommes et les femmes est de 81 % chez les personnes possédant un diplôme d'études supérieures.¹⁷

Le genre de tâches accomplies et de responsabilités professionnelles des travailleurs et des travailleuses peut aussi influencer sur l'écart salarial entre les sexes (voir le tableau 4). Comme il a été mentionné, les hommes sont plus susceptibles que les femmes d'occuper des postes de supervision. Par ailleurs, chez ce groupe d'employés, les hommes sont plus susceptibles que les femmes de participer aux décisions relatives à la paie et aux promotions et de définir les tâches des autres. Cela explique en partie pourquoi les superviseurs jouissent d'une rémunération horaire supérieure à celle de leurs homologues féminins.

L'écart salarial entre les hommes et les femmes est plus faible chez les travailleurs syndiqués que chez les travailleurs non syndiqués : les travailleuses syndiquées (non syndiquées) gagnent 87 % (77 %) du

¹⁶ À partir des données de l'Enquête nationale auprès des diplômés, Finnie et Wannell (1999) constatent que chez les diplômés de 1990, l'écart salarial entre les sexes est de 93 % en 1992 et de 84 % en 1995. Ils concluent que de telles constatations ont des répercussions intéressantes sur les profils des gains à long terme des diplômés, car cela suggère que les réductions à long terme ou réductions permanentes de l'écart entre les gains des hommes et des femmes chez les cohortes de diplômés peuvent ne pas s'avérer aussi importantes que celles enregistrées immédiatement après l'obtention du diplôme.

¹⁷ Cela peut être attribuable à la concentration des femmes dans des programmes d'études qui payent le moins.

salaires moyen des travailleurs syndiqués (non syndiqués) (voir le tableau 7).¹⁸ Il est bien connu que les syndicats ont tendance à compresser la structure des salaires en réduisant les différences salariales entre les travailleurs ayant des caractéristiques différentes et en normalisant les salaires des travailleurs similaires entre les établissements au sein des mêmes branches d'activité ou professions (Meng, 1990). De façon générale, les syndicats augmentent en proportion davantage les salaires des travailleurs qui se situent en bas de l'échelle salariale que les salaires des travailleurs qui sont en haut de l'échelle (Gunderson et Riddell, (1993)).

L'écart salarial entre les sexes ne baisse pas quand l'ancienneté augmente dans l'emploi *actuel* (voir le tableau 7). Autrement dit, le ratio n'est pas plus élevé quand l'expérience accumulée dans le poste actuel est élevée. Alors que les salaires des hommes comme des femmes augmentent avec la durée d'occupation des emplois, l'écart salarial entre les sexes ne s'en trouve pas nécessairement diminué. Par conséquent, les répercussions de l'ancienneté peuvent jeter de l'ombre sur l'incidence d'autres variables importantes, comme la branche d'activité, la profession, l'âge ou l'expérience de travail.

Les femmes qui travaillent à temps partiel gagnent 92 % du taux horaire moyen des hommes qui travaillent à temps partiel (voir le tableau 7). Mais, l'écart salarial entre les sexes représenté au total occulte une hétérogénéité intéressante entre les travailleurs à temps partiel. L'examen de la répartition selon le sexe des heures de travail à temps partiel par branche d'activité et profession révèle que, les hommes qui travaillent à temps partiel occupent principalement des emplois peu rémunérés dans le secteur des services aux consommateurs (36 %) et dans des professions dans le domaine des services (24 %). Les femmes qui travaillent à temps partiel occupent, pour leur part, surtout des postes dans le secteur des services à la consommation (33 %), des emplois de bureau peu rémunérés (27 %) et des emplois relativement bien rémunérés en sciences naturelles ou en sciences sociales (29 %). Cette constatation met en doute les explications qui attribuent principalement le faible écart salarial entre les sexes chez les travailleurs à temps partiel au fait que ceux-ci possèdent peu de compétences et sont concentrés dans des branches d'activité peu rémunératrices et dans des professions peu rémunérées. L'écart salarial relativement faible entre les hommes et les femmes qui travaillent à temps partiel s'explique plutôt en partie par les revenus relativement élevés d'un sous-ensemble de travailleuses à temps partiel.

B. Écart des gains entre les hommes et les femmes : gains annuels

En 1997, la travailleuse à temps plein toute l'année gagnait en moyenne 31 506 \$ par année, alors que le travailleur à temps plein toute l'année touchait en moyenne 46 108 \$. Autrement dit, la travailleuse gagnait en moyenne environ 68 % des gains annuels moyens des hommes (voir le panel 2 du tableau 6). Comme il a été souligné, les analyses de l'écart salarial entre les sexes qui se fondent sur les gains annuels manquent de données en ce qui a trait aux hypothèses sur le nombre d'heures de travail par semaine.

Malgré cela, tous les liens qui existaient entre l'écart salarial entre les sexes et les mesures choisies demeurent les mêmes en ce qui a trait à l'écart entre les gains des hommes et des femmes : à savoir,

¹⁸ Un travailleur syndiqué est un travailleur dont les activités professionnelles sont régies par une convention collective ou un membre d'un syndicat.

l'écart entre les gains des hommes et des femmes est inférieur chez les jeunes, les mieux éduqués, les célibataires qui ne se sont jamais mariés, les travailleurs syndiqués, les travailleurs du secteur public et les travailleurs qui ont peu d'expérience de travail.

VII. Les facteurs déterminant les salaires selon le sexe

Il n'y a pas d'ensemble de variables «universellement acceptées» à inclure dans une équation de salaires. La plupart des économistes tiennent compte de l'effet de facteurs liés à la productivité, comme le niveau de scolarité et l'expérience de travail, lorsqu'ils évaluent les différences dans les gains entre les sexes. On considère les études comme un investissement visant à améliorer la productivité et, du coup, à accroître les gains. L'ancienneté auprès de l'employeur actuel est jugée comme une mesure de la formation propre à l'emploi – les employeurs qui investissent dans la formation de leurs employés sont plus susceptibles que les autres de verser des salaires supérieurs aux salaires du marché parce qu'ils veulent éviter le roulement.

Certains économistes prétendent qu'il faudrait inclure des variables de contrôle, comme la profession et la branche d'activité. Néanmoins, ces variables de contrôle peuvent découler d'une discrimination et «surjustifier» les différences salariales (Wannell, 1989). Autrement dit, la surreprésentation des femmes dans des professions relativement peu rémunérées explique en partie l'écart des gains.

Contrairement à d'autres études, nos modèles sont en interaction parfaite avec le sexe.¹⁹ Nous nous appuyons sur les mêmes paramètres que d'autres études et nous commençons par une équation salariale «standard» qui comprend les variables traditionnelles de capital humain, comme les équivalents d'années complètes de travail à temps plein, le niveau de scolarité et le domaine principal d'études, l'ancienneté professionnelle, la situation de famille et l'âge du benjamin de la famille. Dans une deuxième spécification, nous tenons compte de l'effet du statut d'employé à temps partiel, du statut syndical, de la région, de la taille géographique et de la taille de l'entreprise. Dans la spécification 3, nous examinons les responsabilités professionnelles. Dans la spécification 4, nous évaluons un modèle qui tient compte de l'effet de la profession et de la branche d'activité.²⁰ Nous pouvons résumer les résultats comme suit.

¹⁹ Dans la plupart des études sur les différences dans les gains entre les sexes, des équations salariales des hommes et des femmes sont calculées séparément. Dans la présente étude, une équation de régression parfaitement interactive est calculée. Autrement dit, nous exécutons une équation à partir d'un ensemble complet d'interactions s'appliquant aux femmes. Cette façon de faire comporte deux principaux avantages par rapport à l'exécution de deux équations distinctes. D'abord, on peut facilement déduire les régressions individuelles pour les hommes et les femmes à partir de l'équation unique (voir l'annexe 1). Puis, nous pouvons vérifier une série d'hypothèses à partir de la régression unique. Par exemple, nous pouvons vérifier si les coefficients d'écart entre les ordonnées à l'origine et entre les pentes pour les femmes sont significatifs sur le plan statistique – ce qui permet de cerner d'où provient la différence. Le test t peut nous dire, par exemple, si les revenus associés aux études universitaires sont les mêmes pour les hommes et pour les femmes. Nous pouvons utiliser le test F pour déterminer si les revenus des femmes associés à l'ensemble des variables liées aux études sont significatifs (voir l'annexe 2 du tableau 1).

²⁰ Nous avons testé diverses hypothèses sur les coefficients d'origine entre les ordonnées à l'origine et entre les pentes pour les revenus des femmes. Aux spécifications 1 à 3, les revenus des femmes associés à tous les ensembles de coefficients différaient de façon significative (niveau de signification de 5 %) de ceux des hommes. À la spécification 4, les revenus des femmes associés aux équivalents d'années complètes de travail à temps plein, au statut syndical, à l'ancienneté professionnelle et aux responsabilités professionnelles n'étaient pas

D'abord, dans toutes les spécifications, le terme correspondant à l'écart entre les ordonnées à l'origine obtenu pour les femmes est significativement moindre que celui obtenu pour les hommes. Autrement dit, il existe des différences importantes et significatives dans les gains des hommes et des femmes qui ne sont pas liées au choix des variables explicatives de la présente étude.

Puis, *le lien entre les diverses variables indépendantes et les salaires est uniforme entre les sexes*. Selon des résultats qui ne sont pas énoncés ici, les salaires des hommes et des femmes augmentent de manière monotone en fonction des équivalents d'années complètes de travail à temps plein, du niveau de scolarité²¹ et de l'ancienneté professionnelle. Par ailleurs, les salaires sont meilleurs pour les emplois syndiqués, dans les grandes entreprises (comptant au moins 500 employés), chez les travailleurs à temps plein et pour les emplois à responsabilités élevées.

En outre, une fois l'effet de diverses caractéristiques liées à la productivité tenu en compte, nous constatons que chaque équivalent d'une nouvelle année complète de travail à temps plein rapporte autant aux hommes qu'aux femmes. Autrement dit, les taux horaires des hommes et des femmes augmentent respectivement d'environ 0,7 % et 0,8 %.²²

Il semble que les responsabilités professionnelles n'aient pas les mêmes conséquences sur les salaires selon le sexe une fois l'effet d'un certain nombre de facteurs tenu en compte. Les travailleurs (travailleuses) qui participent à l'établissement du budget et aux décisions en matière de dotation gagnent environ entre 4,9 % et 7,6 % (7,8 % et 11 %) de plus que les autres.²³ De plus, les superviseurs (superveuses) qui participent aux décisions relatives à la paie et aux promotions de leurs employés ou qui définissent les tâches des autres gagnent entre 6 % et 9 % (5 % et 6 %) de plus que les travailleurs comparables n'occupant pas de poste de supervision et gagnent 3 % de plus que les superviseurs qui n'exercent pas ces fonctions.²⁴ Les superviseurs de sexe masculin et féminin qui

statistiquement différents (niveau de signification de 5 %) des revenus des hommes. Le modèle a été réévalué sans les coefficients d'écart établis pour les femmes.

²¹ Il n'y a qu'à la spécification 4 que les diplômés d'études secondaires de sexe masculin gagnent légèrement plus que les hommes qui ont fait des études postsecondaires.

²² Un test t simple du coefficient différentiel des équivalents d'années complètes de travail à temps plein des femmes indique que, pour au moins trois des quatre spécifications, le revenu des femmes pour chaque équivalent d'une nouvelle année complète de travail à temps plein est supérieur de façon significative (niveau de signification de 5 %) à celui des hommes, mais il ne semble pas y avoir de différence sur le plan empirique. Quand on tient compte de l'effet de la branche d'activité et de la profession (spécification 4), il n'y a pas de différence significative entre les revenus que les hommes et les femmes touchent pour chaque équivalent d'une nouvelle année complète de travail à temps plein (voir l'annexe 2, tableau 1).

²³ Le test t à l'égard de la variable sur les décisions relatives au budget et à la dotation pour les spécifications 3 et 4 indique que les revenus des hommes et des femmes diffèrent de manière significative (niveau de signification de 5 %) (voir l'annexe 2, tableau 1).

²⁴ Aux spécifications 3 et 4 qui incluent les responsabilités professionnelles, un test conjoint de signification a eu lieu à l'égard de l'ensemble des coefficients différentiels entre les pentes obtenus pour les femmes en ce qui a trait aux responsabilités professionnelles. À la spécification 3, le test F a conclu que les revenus des femmes associés aux responsabilités professionnelles différaient de façon significative des revenus des hommes (taux de signification de 5 %). Cependant, à la spécification 4, le test F a conclu que les revenus des femmes associés aux responsabilités professionnelles ne différaient pas significativement de ceux des hommes (voir l'annexe 2 du tableau 1).

exercent les deux fonctions gagnent entre 11 % et 13 % de plus que les travailleurs comparables n'occupant pas de poste de supervision et gagnent à peu près 8 % de plus que les superviseurs qui n'exercent pas ces fonctions.

Enfin, le niveau de scolarité, le domaine principal d'études, l'ancienneté professionnelle, la situation familiale, l'âge du benjamin de la famille, le statut d'employé à temps partiel, le statut syndical, la taille de l'entreprise, la branche d'activité et la profession sont loin d'avoir le même effet sur le salaire des femmes que sur le salaire des hommes. L'annexe 2 du tableau 2 résume les caractéristiques qui n'ont pas les mêmes répercussions sur les salaires des hommes et des femmes. Les interactions positives montrent les attributs à l'égard desquels les femmes sont compensées relativement mieux que les hommes et les interactions négatives illustrent les caractéristiques pour lesquelles les femmes sont récompensées relativement moins que les hommes. En revanche, les revenus des femmes sont de loin supérieurs à ceux des hommes à chaque échelon d'ancienneté professionnelle chez l'employeur actuel, à l'égard du statut d'employé à temps partiel, dans les petites entreprises, de même qu'à Toronto ou à Vancouver. Un examen des différences dans les rendements par rapport à chaque domaine principal d'études révèle que les femmes sont nettement avantagées dans les sciences de la santé et la technologie, au niveau collégial, ainsi que dans les études universitaires dans les domaines de l'éducation, de la récréologie, des humanités et des domaines connexes, et dans le domaine des sciences sociales. Par contre, les femmes mariées et les femmes n'ayant pas de diplôme d'études secondaires réussissent relativement moins bien que les hommes dans les mêmes conditions.

VIII. Comment expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes

Les différences entre les hommes et les femmes qui influent sur la productivité n'expliquent pas nécessairement l'écart salarial entre les sexes. Les différences dans les facteurs donnés n'expliquent l'écart salarial que si elles déterminent réellement les salaires que les hommes et les femmes touchent. L'écart salarial entre les hommes et les femmes peut découler des différences dans les caractéristiques liées à la productivité (voir la section V) ou des différences dans la rémunération reçue pour les mêmes caractéristiques liées à la productivité (voir la section VII). Pour les écarts entre les sexes non rajustés dont il a été question à la section VI, on ne tient pas compte de l'effet des différences dans la composition des effectifs masculin et féminin ni des différences dans les caractéristiques qui déterminent les salaires. Dans la présente section, nous tenons compte de l'effet de plusieurs facteurs en même temps au moyen de techniques d'analyse à variables multiples.

La variable dépendante est le logarithme naturel du taux de rémunération horaire. Chaque coefficient correspond à la variation du pourcentage du taux horaire associé au changement d'une unité de la variable explicative. Le tableau 8 présente la décomposition de la différence du taux horaire moyen en une composante expliquée et une composante non expliquée pour plusieurs spécifications différentes. Le tableau 9 montre la fraction de l'écart salarial entre les hommes et les femmes attribuable à divers facteurs. Les détails techniques de la méthode de la décomposition de la présente étude sont énoncés à l'annexe 1 et les résultats de diverses vérifications d'hypothèse figurent à l'annexe 2 du tableau 1,2.

Chaque spécification subséquente comprend des variables additionnelles qui tentent d'expliquer l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Voici plusieurs constatations intéressantes.

Après avoir tenu compte de l'effet des différences dans une gamme de caractéristiques observables, le taux horaire moyen des femmes représente environ 84 % à 89 % du taux moyen chez les hommes (voir la colonne 4 du tableau 8).

Certains chercheurs prétendent que la ségrégation professionnelle est un mécanisme pouvant engendrer de la discrimination salariale, laquelle risque d'être *sous-estimée* si les variables de la branche d'activité et de la profession sont incluses. Le tableau 8 montre que l'écart salarial rajusté est de 89,4 % si l'on tient compte de l'effet des variables de la profession et de la branche d'activité (spécification 4) comparativement à 86,9 % quand on n'en tient pas compte (spécification 3).

Malgré la longue liste de facteurs liés à la productivité, il est impossible d'expliquer à peu près la moitié ou les trois quarts de l'écart salarial entre les sexes (voir le tableau 9). D'autres études canadiennes en sont arrivées aux mêmes résultats, soit Baker et al. (1995), Gunderson (1998), Christofides et Swidinsky (1994), et Coish et Hale (1995)²⁵. Il s'agit là d'une constatation intéressante puisque dans les sections précédentes nous exposons, avec preuves à l'appui, que les hommes et les femmes touchent des revenus semblables pour un vaste éventail de caractéristiques. Les différences salariales importantes et non expliquées peuvent être associées aux différences de taille dans les facteurs liés à la productivité ou aux mesures des compétences dont notre ensemble de données ne tient pas compte.

Les différences dans l'expérience de travail des hommes et des femmes représentent une fraction considérable de l'écart salarial. Les différences entre les sexes pour ce qui est des équivalents d'années complètes de travail à temps plein comptent pour, au plus, 12 % de l'écart salarial. Les différences dans l'ancienneté professionnelle expliquent de 3 % à 5 % de l'écart salarial entre les hommes et les femmes et les différences dans le statut d'employé à temps partiel en justifient de 4 % à 9 % (voir le tableau 9).

Les différences entre les sexes pour ce qui est des domaines principaux d'études représentent au plus 6 % de l'écart salarial entre les hommes et les femmes, mais la variation est considérable quant à l'apport de chacun des domaines principaux d'études à l'explication de l'écart salarial (voir le tableau 9). On peut expliquer environ 17 %²⁶ de l'écart salarial par le fait que les hommes sont plus susceptibles que les femmes d'obtenir un diplôme en génie ou en sciences appliquées, diplôme qui permet de gagner de meilleurs revenus. Cependant, la prédominance des femmes diplômées des

²⁵ Coish et Hale (1995) se reportent à des données EDTR pour examiner l'écart salarial entre les sexes, mais la population et la méthode choisies diffèrent de celles de la présente étude. Premièrement, ils sélectionnent des travailleurs rémunérés en janvier 1993. Deuxièmement, ils tiennent compte de la langue maternelle, de l'appartenance à une minorité visible, des années de scolarité et de l'instruction de la mère et du père, mais non pas de la syndicalisation, de la durée d'occupation des emplois ni du travail à plein temps ou à temps partiel. Troisièmement, ils emploient les coefficients bêta d'un modèle groupé de régression pour les hommes et les femmes. Dans notre étude, nous supposons que la structure salariale des travailleurs masculins demeurerait intacte et procédons à une comparaison salariale entre hommes et femmes comparables.

²⁶ L'apport de chaque domaine principal d'études à l'écart salarial entre les hommes et les femmes est calculé en tenant compte de l'effet des équivalents d'années complètes de travail à temps plein, du domaine principal d'études, de l'ancienneté professionnelle, de la situation de famille, de l'âge du benjamin de la famille, du statut syndical, du statut d'employé à temps partiel, de la région, de la RMR/taille urbaine, de la taille de l'entreprise et des responsabilités professionnelles (voir la spécification 3).

programmes des sciences de la santé et des domaines d'éducation connexes, ainsi que les gains relativement élevés qui sont associés à ces programmes réduisent la composante expliquée de 8 %.

Les différences entre les sexes en ce qui a trait aux possibilités d'accéder à des postes de supervision et d'exécuter certaines fonctions justifient en partie l'écart salarial. Les différences entre les sexes quant aux responsabilités de supervision et à l'exécution de tâches liées à l'emploi, comme la définition du travail des autres et le pouvoir sur la paie et les promotions, expliquent au plus 5 % de l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Les responsabilités professionnelles, notamment la participation aux décisions relatives au budget et à la dotation, expliquent à peu près 2 % de l'écart salarial entre les sexes (voir le tableau 9).

Enfin, *d'autres facteurs qui déterminent les salaires expliquent l'écart salarial entre les hommes et les femmes.* Le fait que les femmes soient enfermées dans des professions peu rémunérées et dans des branches d'activité peu rémunératrices explique en partie l'écart salarial entre les sexes. Les différences dans les professions et les branches d'activité expliquent respectivement 9 % et 11 % de l'écart salarial entre les hommes et les femmes (voir la spécification 4 au tableau 9). Les différences entre les sexes quant au taux de syndicalisation justifient seulement 0,9 % de l'écart. La taille de l'entreprise a une incidence négligeable sur l'écart salarial, soit à peu près 1 %.

IX. Incidence de l'utilisation de variables de substitution décrivant l'expérience

Nombreuses sont les études qui s'appuient sur des mesures de l'âge ou de l'expérience possible (années d'âge diminuées des années de scolarité moins six ans) comme variable de substitution à la variable de l'expérience effective du marché du travail. Baker et coll. (1995) font observer que l'un des effets de cette utilisation sera sans doute d'attribuer, dans notre analyse, la plus grande partie de l'écart salarial entre les sexes à des différences de rétribution de l'expérience.

Dans cette section, nous essaierons de quantifier l'incidence du recours à des variables substitutives de l'expérience professionnelle sur l'écart salarial entre les sexes par rapport à l'emploi de la variable de l'expérience effective en équivalents d'années complètes de travail à plein temps. L'échantillon exploité ici se limite aux travailleurs rémunérés de 18 à 64 ans qui n'étudient pas à plein temps et dont on connaît le salaire, l'expérience effective en équivalents d'années complètes de travail à plein temps et le nombre d'années de scolarité. Il s'agit d'un échantillon de 28 303 observations.

Le tableau 3 confirme que ces mesures tendent à surévaluer l'expérience effective des femmes. Ainsi, l'âge moyen des travailleurs et des travailleuses en 1997 était respectivement de 39,2 et 39,0 ans et l'expérience moyenne possible du marché du travail, de 19,5 et 19,1 ans. Ni l'une ni l'autre de ces mesures ne tient compte des passages complets à l'inactivité, ni des restrictions sur le plan du nombre d'heures de travail par semaine ou du nombre de semaines travaillées par an à cause d'obligations familiales. Une fois prises en compte ces différences d'expérience professionnelle, le nombre moyen d'années en équivalence « années complètes à plein temps » devient 18,3 ans pour les hommes et 14,4 pour les femmes.

On estime des modèles de décomposition distincts par les trois mesures de l'expérience, à savoir celles de l'âge, de l'expérience possible et de l'expérience effective en équivalents d'années complètes de travail à plein temps. Le tableau 1 de l'annexe 3 décompose l'écart moyen pour chaque mesure et le tableau 2 de cette même annexe indique la proportion de l'écart qui s'explique par la diversité des mesures de l'expérience. Deux grandes constatations s'en dégagent.

D'abord, les variables substitutives de l'expérience professionnelle donnent de plus grands écarts salariaux rajustés entre les sexes que la variable de l'expérience effective. Le tableau 1 de l'annexe 3 (parties 1 et 2) indique que, une fois que l'on prend en compte les différences de caractéristiques observables et se reporte à l'âge ou à l'expérience possible comme variable substitutive de l'expérience, le taux salarial horaire des femmes oscille approximativement entre 81,9 % et 86,9 % de la moyenne masculine. Avec la variable de l'expérience effective, ce même taux varie de 83,5 % à 88,7 % de cette moyenne (partie 3)²⁷.

En deuxième lieu, le tableau montre que, quelle que soit la mesure de l'expérience professionnelle que l'on emploie, l'écart s'explique dans une proportion appréciable par des différences de rendement pour les diverses caractéristiques des travailleurs. Avec l'âge (annexe 3, tableau 3, partie 1) et l'expérience possible (partie 2) comme variable substitutive de l'expérience, la partie inexpliquée de l'écart est de 63 % à 91 % et, avec l'expérience effective en équivalents d'années complètes de travail à plein temps, de 43 % à 80 %.

Enfin, on se trouve à largement sous-estimer la partie expliquée de l'écart attribuable à des différences d'expérience professionnelle entre les sexes lorsqu'on applique des mesures de substitution. Le tableau 2 de l'annexe 3 indique que, au plus, 0,6 % de l'écart de taux salarial horaire entre hommes et femmes tient à l'expérience selon la mesure de l'âge ou de l'expérience possible et, au plus, 12 %, de l'écart, lorsque mesuré selon l'expérience effective.

Cela peut ainsi s'expliquer. Nous avons déjà noté qu'il n'y avait guère de différence entre les sexes pour les caractéristiques moyennes de l'âge ou de l'expérience possible (tableau 3), mais que les différences étaient marquées pour l'expérience effective²⁸ (en équivalence « années complètes à plein temps ». Si l'âge et l'expérience effective sont fortement corrélés, la rétribution d'une année d'expérience effective de plus est supérieure à celle d'une année d'âge de plus²⁹. Ainsi, avec la variable de l'expérience effective, tant la différence de moyenne ($\bar{X}_m - \bar{X}_f$) que la différence de rétribution ou de rendement (b_m) donne une plus grande valeur à la partie expliquée qu'avec la variable de l'âge ou de l'expérience possible.

²⁷ Ces résultats diffèrent un peu de ceux présentés au tableau 8 en raison de différences d'échantillonnage. De l'échantillon actuel, on a retranché les enquêtés dont on ignorait le nombre d'années de scolarité.

²⁸ On se rappellera que les travailleurs ont 0,2 an d'âge de plus que les travailleuses et 0,4 an d'expérience possible de plus. La différence d'expérience effective (années complètes de travail à plein temps) s'établit à 3,9 ans.

²⁹ Les hommes gagnent environ 0,5 % (0,6 %-0,7 %) de plus par an avec la variable de l'âge (expérience effective du marché du travail).

X. Discussion

Nous avons essayé de jeter un nouvel éclairage sur une vieille question – celle des différences salariales entre les hommes et les femmes. Une des explications de ces écarts salariaux fait ressortir la différence dans les caractéristiques déterminant les salaires. Cependant, les hommes continuent d’avoir un avantage salarial considérable sur les femmes quand on tient compte des facteurs liés à la productivité. Mentionnons néanmoins que, dans une certaine mesure, les différences dans les facteurs liés à la productivité peuvent traduire en soi une discrimination ou une inégalité des chances.

De nombreux économistes se sont demandés si les mesures que l’on utilisait traditionnellement dans l’étude des différences salariales entre les sexes tenaient compte de tous les facteurs liés à la productivité qui influent sur les gains. Le fait que les hommes continuent d’avoir un avantage sur les femmes laisse de nombreuses questions en suspens. D’autres facteurs influent-ils sur l’acquisition des compétences? Disposons-nous de données appropriées, autrement dit, mesurons-nous bien les compétences qui déterminent les salaires? Comme bien d’autres études, l’EDTR ne donne pas de renseignements sur les heures de travail que s’imposent les travailleurs et travailleuses ni sur les lieux de travail. De plus, l’étude gagnerait à avoir des renseignements sur la durée, la fréquence et le moment des sorties de la vie active.

XI. Conclusion

À partir des données de l’Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), nous avons étudié dans quelle mesure des facteurs dont on n’avait pas encore tenu compte dans le contexte canadien pouvaient expliquer les différences salariales entre les hommes et les femmes. Comme d’autres études utilisant les techniques de décomposition standard, nous avons constaté que les hommes jouissaient toujours d’un avantage sur les femmes : le taux horaire moyen des femmes se situe entre 84 % et 89 % du taux horaire moyen des hommes. Contrairement à d’autres études, nous avons tenu compte de l’effet des antécédents professionnels et des responsabilités professionnelles. Les différences entre les sexes quant aux équivalents d’années complètes à temps plein expliquent une bonne proportion de l’écart salarial entre les hommes et les femmes – à peu près 12 %. Les différences entre les sexes en ce qui concerne la possibilité d’occuper des postes de supervision ou d’exercer certaines fonctions représentent environ 5 % de l’écart salarial. Mais, malgré la longue liste de facteurs liés à la productivité, à peu près la moitié ou les trois quarts de l’écart salarial demeurent inexpliqués.

Nombreuses sont les études qui s’appuient sur une mesure de l’âge ou de l’expérience possible (années d’âge diminuées des années de scolarité moins six ans) comme variable de substitution décrivant l’expérience du marché du travail. Ni l’une ni l’autre de ces mesures ne tient compte des passages complets à l’inactivité, ni des restrictions sur le plan du nombre d’heures de travail par semaine ou du nombre de semaines travaillées par an à cause d’obligations familiales. Les résultats indiquent que les variables de substitution pour l’expérience du marché du travail donnent de plus grands écarts salariaux rajustés entre les sexes que la variable de l’expérience effective.

Annexe 1 : Notes sur les méthodes économétriques

Le présent document se fonde sur des méthodes économétriques légèrement différentes de celles appliquées lors d'autres études des écarts entre les salaires des hommes et des femmes. On se sert à la fois des observations sur les femmes et sur les hommes pour estimer l'équation de régression suivante :

$$(1) \\ \ln w_i = \alpha_m + \alpha_f \text{female} + \beta_m X_i + \beta_f X_i \text{female} + u_i$$

où w est le salaire horaire de la personne i , α est l'ordonnée à l'origine, X est un vecteur du capital humain et d'autres caractéristiques déterminant le salaire, β est un vecteur des coefficients estimés de régression montrant le rendement de chaque caractéristique, m dénote les hommes et f , les femmes, et $\text{female} = 1$ si la personne est une femme et 0 autrement.

Le coefficient α_f lié à la variable fictive «female» est le *coefficient d'écart entre les ordonnées à l'origine* qui indique de combien la valeur de l'ordonnée à l'origine obtenue pour les femmes diffère de celle obtenue pour les hommes.

Le coefficient β_f est le *coefficient d'écart entre les pentes* qui indique de combien la pente de l'équation salariale des hommes diffère de celle de l'équation salariale des femmes.

Si l'on pose que $E(u_i) = 0$, on peut dériver de l'équation (1) des équations de régression individuelles pour les hommes et pour les femmes, soit :

$$(2) \\ \text{Hommes} \\ E(Y_i \mid \text{female} = 0, X_m) = \alpha_m + \beta_m X_m$$

$$(3) \\ \text{Femmes} \\ E(Y_i \mid \text{female} = 1, X_{fi}) = \alpha_m + \alpha_f + (\beta_m + \beta_f) X_{fi}$$

On peut appliquer un simple test t (test de Student) pour vérifier une hypothèse concernant un coefficient *particulier*. Par exemple, on peut recourir à un test t pour déterminer si le terme correspondant à l'écart entre les ordonnées à l'origine est significativement différent de l'ordonnée à l'origine obtenue pour les hommes. Pour le coefficient d'écart entre les pentes, le test t nous dira si le rendement que les femmes tirent d'une caractéristique est significativement différent de celui qu'obtiennent les hommes.

L'avantage de cette méthode tient au fait qu'elle nous permet de préciser la ou les sources de l'écart entre les équations établies pour les hommes et pour les femmes — par exemple, si l'écart est dû aux ordonnées à l'origine uniquement (droites de régression parallèles), aux pentes (droites de régression concurrentes) ou bien aux pentes et aux ordonnées à l'origine (droites de régression dissemblables).

On se sert d'un test F pour vérifier une hypothèse concernant un *ensemble* de coefficients. Autrement dit, on applique le test F pour vérifier si un ensemble de pentes sont simultanément nulles. Par exemple, supposons que l'on veuille vérifier si les coefficients d'écart entre les pentes obtenus pour les femmes sont nuls simultanément. Le test t indique si un coefficient individuel ne diffère pas significativement de zéro, mais on ne peut en conclure qu'AUCUN coefficient d'écart entre les pentes ne diffère significativement de zéro. Souvent, il est tentant d'ajouter au modèle plusieurs variables qui peuvent avoir un certain pouvoir explicatif. Le test F est également utile pour vérifier s'il faut inclure ou non une variable dans le modèle de régression.

Notes techniques sur la décomposition

Les méthodes multivariées permettent d'analyser simultanément les effets de plusieurs variables. La présente section décrit comment une méthode multivariée appelée décomposition est utilisée pour analyser les écarts salariaux entre les hommes et les femmes. La variable dépendante est le logarithme du taux de rémunération horaire. Chaque coefficient correspond à la variation en pourcentage du taux de rémunération horaire causée par une variation unitaire de la valeur de chaque variable explicative.

Nous utilisons la méthode de décomposition d'Oaxaca (1973). Au moyen des équations 2 et 3, on montre que l'écart salarial moyen entre les hommes et les femmes peut être ventilé en deux composantes :

$$\bar{W}_m - \bar{W}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\hat{\mathbf{b}}_m + (\hat{\mathbf{b}}_m - \hat{\mathbf{b}}_f)\bar{X}_f$$

où $(\bar{X}_m - \bar{X}_f)\hat{\mathbf{b}}_m$ est la différence entre les caractéristiques déterminant le salaire évaluée dans le cas de la structure de rémunération des hommes (composante expliquée) et $(\hat{\mathbf{b}}_m - \hat{\mathbf{b}}_f)\bar{X}_f$, la différence de rendement de ces caractéristiques, ainsi que des différences entre les constantes (composante inexpliquée).

Tableau 1 : La différence dans les gains des hommes et des femmes : résultats d'études canadiennes précédentes

Auteur / Date de publication	Données	Année	Mesure des gains	Ratio des gains hommes/femmes			Résultats (logarithmes)*		
				Global = $\exp(-A+B)$	après neutralisation des différences caractéristiques seulement = $\exp(-B)$	revenus seulement = $\exp(-A)$	Logarithme brut Écart entre les sexes A+B	Fraction expliquée A ($X_m - X_f$)* B_m	Fraction non expliquée B ($B_m - B_f$)* X_f
Gunderson (1998)	Recensement	1970	annuelle	0.626	0.739	0.846	0.469 100%	0.166 35.4%	0.302 64.4%
		1980	annuelle	0.668	0.765	0.874	0.403 100%	0.135 33.5%	0.268 66.5%
		1990	annuelle	0.721	0.795	0.908	0.326 100%	0.096 29.4%	0.23 70.6%
		1990	hebdomadaire	0.616	0.773	0.796	0.485 100%	0.228 47.0%	0.257 53.0%
Baker et al. (1995)	Recensement	1970	annuelle	0.602	0.688	0.875	0.508 100%	0.134 26.4%	0.375 73.8%
		1980	annuelle	0.644	0.725	0.889	0.439 100%	0.118 26.9%	0.321 73.1%
		1985	annuelle	0.656	0.727	0.900	0.422 100%	0.103 24.4%	0.317 75.1%
	EFC	1986	annuelle	0.643	0.705	0.912	0.441 100%	0.092 20.9%	0.349 79.1%
		1991	annuelle	0.669	0.715	0.938	0.402 100%	0.066 16.4%	0.338 84.1%
	Recensement	70/80		Se reporter au texte pour le calcul de la variation de l'écart des gains sur deux périodes			-0.07 100.0%	0.01 -14.3%	-0.08 114.3%
	Recensement	80/85					-0.017 100.0%	-0.011 64.7%	-0.006 35.3%
	EFC	85/90					-0.039	-0.003	-0.033 84.6%
Coish & Hale (95)	EDTR	1993	horaire	0.779	0.803	0.97	0.25 100%	0.03 12.0%	0.220 88.0%
Christofides & Swidinsky (94)	EAM	1989	horaire	0.762	0.82	0.931	0.271 (100%)	0.072 26.6%	0.199 73.4%

Note : * Pour convertir les différences signalées dans le logarithme moyen des gains en ratio des gains entre les hommes et les femmes, calculer le ratio = $\exp(-\text{différence})$.

Par exemple, dans le

document de Baker et al., le ratio des gains entre les hommes et les femmes a connu une augmentation, passant de 0,60 à 0,66, entre 1970 et 1985.

EAM : Enquête sur l'activité du marché; EDTR : Enquête sur la dynamique du travail du revenu; EFC : Enquête sur les finances des consommateurs; ENAD :

Enquête

Ces études décomposent l'écart salarial moyen entre les hommes et les femmes en deux composantes : les différences dans les caractéristiques moyennes déterminant les salaires ($X_m - X_f$) évaluées en fonction des revenus des hommes B_m (composante expliquée) et les différences dans les salaires que les hommes et les femmes touchent ($B_m - B_f$) évaluées en fonction de la somme des compétences des femmes (X_f).

salaires ($X_m - X_f$)
($B_m - B_f$) évaluées en

Tableau 2 : Ratios des gains fondés sur les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, 1997

Caractéristiques	Travailleurs à TPTA			Autres travailleurs			Tous les soutiens de famille		
	Hommes	Femmes	Ratios des gains	Hommes	Femmes	Ratios des gains	Hommes	Femmes	Ratios des gains
Dans l'ensemble	\$ 42,626	\$ 30,915	72.5%	\$ 13,821	\$ 10,870	78.6%	\$ 33,185	\$ 21,167	63.8%
Âge									
15-24	nd	nd	80.8	nd	nd	nd	nd	nd	nd
25-34	37,810	28,833	76.3	16,368	12,139	74.2	31,701	21,786	68.7
35-44	44,819	32,916	73.4	19,321	13,436	69.5	39,828	25,262	63.4
44-54	47,957	33,452	69.8	20,917	13,688	65.4	43,228	26,385	61.0
55-64	45,578	29,017	63.7	18,953	12,873	67.9	37,566	20,540	54.7
Niveau de scolarité									
Inférieur aux études secondaires	30,731	21,403	69.6	12,641	8,476	67.1	23,109	14,107	61.0
Études secondaires	35,367	22,846	64.6	10,251	6,638	64.8	23,096	12,292	53.2
Diplômés d'études secondaires	37,705	27,525	73.0	14,179	10,570	74.5	30,796	19,551	63.5
Études postsecondaires	37,812	28,360	75.0	10,052	8,263	82.2	24,298	16,405	67.5
Études postsecondaires complètes	41,868	29,539	70.6	16,465	12,710	77.2	35,197	21,990	62.5
Université	57,930	42,661	73.6	20,821	16,689	80.2	50,099	33,344	66.6
Situation de famille									
Célibataire	33,451	30,720	91.8	8,927	7,842	0.9	19,591	16,208	82.7
Marié	45,102	30,424	67.5	19,407	12,263	0.6	39,494	22,383	56.7
Autre	42,300	33,950	80.3	17,699	13,792	0.8	35,334	26,367	74.6
Régions									
Provinces de l'Atlantique	36,549	25,928	70.9	11,735	7,838	66.8	25,215	15,797	62.6
Québec	39,100	29,209	74.7	14,521	10,927	75.2	31,018	20,401	65.8
Ontario	45,841	33,494	73.1	13,105	10,833	82.7	36,101	23,274	64.5
Provinces des Prairies	40,534	27,415	67.6	13,170	10,830	82.2	31,953	18,908	59.2
Colombie-Britannique	45,050	32,849	72.9	16,720	12,791	76.5	34,876	22,417	64.3
Ancienneté									
Moins d'un an	36,231	26,715	73.7	12,410	8,975	72.3	22,175	14,064	63.4
1 à 5 ans	37,543	27,443	73.1	15,670	12,202	77.9	32,505	21,088	64.9
6 à 10 ans	43,480	31,641	72.8	19,380	16,318	84.2	40,886	27,462	67.2
11 à 20 ans	47,190	34,230	72.5	31,147	18,734	60.1	46,039	30,269	65.7
20 ans et plus	48,720	36,414	74.7	26,573	18,639	70.1	47,225	33,035	70.0

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, 1997, Statistique Canada, n° 13-217-XIB au catalogue, texte du tableau 1, tableaux 2, 4, 6, 7, 9

Note : nd = non disponible

Tableau 3 : Différences entre les sexes - antécédents professionnels, 1997

	Hommes	Femmes
Âge moyen	39.2	39.0
Nombre moyen d'années de scolarité	13.6	13.8
Nombre moyen d'années potentielles de travail (= âge - années de scolarité - 6)	19.5	19.1
Nombre moyen d'équivalents d'années complètes de travail à temps plein	18.3	14.4
Proportion des équivalents potentielles d'années complètes de travail à temps plein	93.8%	75.4%
Ratio hommes/femmes - équivalents d'années complètes de travail à temps plein (femmes à TPTA en moyenne / hommes à TPTA en moyenne)		78.7%
Ancienneté moyenne chez l'employeur actuel (en années)	9.7	8.4
Proportion des heures de travail à temps partiel	2.7%	13.8%
Pour les heures de travail à temps partiel, pourcentage indiquant ... le travail à temps partiel attribuable à des responsabilités familiales	..	17.5%
... le travail à temps partiel découlant un choix personnel	61.9%	62.3%
Nombre d'observations	14,604	13,699

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

Note : L'échantillon du tableau est restreint aux travailleurs rémunérés, âgés de 18 à 64 ans, qui ne fréquentent pas d'établissement scolaire à temps plein et à l'égard desquels on connaît le taux horaire, les équivalents d'années complètes de travail à temps plein et le nombre d'années de scolarité. Le nombre d'observations est 28 303.

.. Nombre négligeable.

Tableau 4 : Différences entre les sexes pour ce qui est des responsabilités professionnelles, 1997

	Proportion des heures de travail		Taux horaire		
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Ratio
Responsabilités liées au budget ou à la dotation	21.7	15.7	\$ 23.21	\$ 18.76	80.8%
N'est pas un superviseur	64.3	74.9	17.29	14.30	82.7%
Superviseur et	35.2	24.8	21.62	17.58	81.3%
... influe sur la paie / les promotions OU détermine le travail des autres	14.1	11.6	20.48	16.84	82.2%
... influe sur la paie / les promotions ET détermine le travail des autres	16.1	9.2	23.41	19.32	82.5%
... N'INFLUE PAS sur la paie / les promotions NI ne détermine le travail des autres	5.0	4.0	19.18	15.84	82.6%

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

Tableau 5 : Différences entre les sexes quant au niveau d'instruction et au domaine principal d'études, 1997

	Tous les travailleurs : taux horaire			Répartition en pourcentage		Composition selon le sexe	
	Hommes	Femmes	Ratio	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Dans l'ensemble	\$ 18.84	\$ 15.12	80.3%	100.0	100.0	57.0	43.0
Niveau d'instruction et domaine principal d'études							
Inférieur aux études secondaires	15.49	10.71	69.1	17.2	11.7	66.1	33.9
Études secondaires	16.64	13.04	78.4	17.9	19.7	54.6	45.4
Études postsecondaires incomplètes	17.20	13.85	80.5	13.4	11.8	60.0	40.0
Diplôme ou certificat d'études postsecondaires	19.13	15.19	79.4	33.9	38.1	54.1	45.9
Éducation, récréologie, counseling	17.08	14.65	85.8	0.6	3.2	21.1	78.9
Beaux-arts et arts appliqués	16.43	12.61	76.7	1.0	2.7	35.9	64.1
Humanités et domaines connexes	17.41	14.95	85.9	1.0	1.8	45.7	54.3
Sciences sociales et domaines connexes	17.89	14.45	80.8	1.4	2.0	49.1	50.9
Commerce, management et admin. des affaires	19.56	14.80	75.7	5.1	13.8	31.3	68.7
Agriculture et biologie	14.44	12.97	89.8	1.4	1.3	61.4	38.6
Génies, sciences appliquées, commerce	19.75	15.65	79.2	19.8	2.5	91.3	8.7
Santé, sciences et technologie	18.05	17.67	97.9	0.9	8.0	13.7	86.3
Mathématiques	21.97	16.28	74.1	1.0	1.0	53.4	46.6
Aucune spécialisation	17.41	13.80	79.3	1.2	1.9	45.9	54.1
Université - baccalauréat	24.34	20.57	84.5	13.0	15.4	52.8	47.2
Éducation, récréologie, counseling	22.36	19.98	89.4	1.4	3.6	33.5	66.5
Beaux-arts et arts appliqués	..	19.11	na	..	0.4	33.6	66.4
Humanités et domaines connexes	23.19	20.01	86.3	1.3	2.3	42.2	57.8
Sciences sociales et domaines connexes	22.66	20.31	89.6	2.2	2.8	50.0	50.0
Commerce, management et admin. des affaires	24.91	21.29	85.5	2.9	2.1	60.4	39.6
Agriculture et biologie	22.68	18.08	79.7	0.5	0.7	45.5	54.5
Génies, sciences appliquées, commerce	26.84	..	na	2.4	..	92.7	7.3
Santé, sciences et technologie	na	24.05	na	..	1.3	21.8	78.2
Mathématiques	24.80	22.23	89.6	1.7	0.8	69.3	30.7
Aucune spécialisation	na
Diplôme d'études supérieures	27.77	22.55	81.2	4.1	2.9	54.5	45.5
Éducation, récréologie, counseling	27.37	23.35	85.3	0.5	0.5	40.6	59.4
Beaux-arts et arts appliqués	na
Humanités et domaines connexes	21.27	18.32	86.1	..	0.6
Sciences sociales et domaines connexes	26.81	26.69	99.6	0.8	0.5	69.1	30.9
Commerce, management et admin. des affaires	29.06	..	na	0.9
Agriculture et biologie	31.27	..	na
Génie, sciences appliquées, commerce	25.66	..	na	0.5
Santé, sciences et technologie	33.38	23.84	71.4
Mathématiques	32.21	..	na	0.5

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

Tableau 6 : Différence entre les sexes en ce qui a trait à la rémunération moyenne brute selon les caractéristiques démographiques, 1997

Caractéristique	Tous les travailleurs : taux horaire			Travailleurs à TPTA : gains annuels		
	Hommes	Femmes	Ratio	Hommes	Femmes	Ratio
Dans l'ensemble	\$ 18.83	\$ 15.12	80.3%	\$ 46,108	\$ 31,506	68.3%
Groupe d'âge						
17-24	11.00	9.36	85.1	22,749	17,178	75.5
25-34	16.71	14.39	86.1	40,527	28,617	70.6
35-44	20.25	16.38	80.9	47,730	34,414	72.1
45-54	21.68	16.34	75.4	54,449	34,566	63.5
55-64	19.66	14.22	72.3	49,232	28,988	58.9
Situation de famille						
Marié ou conjoint de fait	20.09	15.45	76.9	49,629	31,736	63.9
Célibataire, jamais marié	14.53	14.00	96.4	32,986	30,432	92.3
Autre	18.67	15.14	81.1	42,499	31,959	75.2
Âge du benjamin de la famille						
Aucun enfant / ou enfant de 19 ans et plus	17.83	15.16	85.0	43,259	32,161	74.3
0-4 ans	19.49	15.55	79.8	47,052	29,382	62.4
5-9 ans	19.97	15.38	77.0	50,206	32,799	65.3
10-14 ans	20.21	15.04	74.4	50,477	31,654	62.7
15-19 ans	19.28	14.22	73.8	46,596	30,048	64.5
Expérience de travail à TPTA						
0-2 ans	11.28	10.77	95.5	21,892	20,504	93.7
3-5 ans	14.33	12.47	87.0	32,234	24,967	77.5
6-9 ans	16.38	13.96	85.2	37,280	27,551	73.9
10-19 ans	19.32	15.87	82.1	46,749	32,492	69.5
20-29 ans	21.19	17.36	81.9	52,604	36,116	68.7
30-39 ans	21.30	16.67	78.3	53,098	35,191	66.3
40 ans et plus	17.92	15.39	85.9	41,248	31,935	77.4
Région						
Atlantique	15.51	12.58	81.1	37,422	26,855	71.8
Québec	18.07	14.53	80.4	41,887	28,414	67.8
Ontario	20.00	16.23	81.2	50,808	35,076	69.0
Prairies	16.66	13.24	79.5	40,857	27,037	66.2
Alberta	18.77	14.33	76.3	47,375	30,727	64.9
Colombie-Britannique	19.92	16.00	80.3	46,077	31,884	69.2
RMR et catégorie de taille urbaine						
Région rurale	17.62	14.09	80.0	41,577	29,886	71.9
Inférieur à 25 000	18.00	14.04	78.0	44,364	28,764	64.8
25 000 - 99 999	18.79	14.50	77.2	44,280	29,188	65.9
100 000 - 249 999	19.58	15.05	76.9	47,066	31,791	67.5
250 000 - 999 999	19.20	15.36	80.0	46,528	32,047	68.9
Montréal	19.14	14.79	77.3	44,788	29,212	65.2
Toronto	20.31	17.21	84.7	56,595	37,652	66.5
Vancouver	19.59	16.90	86.3	45,483	34,106	75.0
Nombre d'observations	14839	13902	28741	9020	6667	15687

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

* U

ne régression des salaires horaires en expression logarithmique sur une constante et une variable fictive pour les hommes indique que les ratios présentés sont statistiquement significatifs au niveau de 5 %.

Tableau 7 : Différences salariales entre les sexes selon diverses caractéristiques liées au travail, 1997

Caractéristique	Tous les travailleurs : taux horaire			Travailleurs à TPTA : gains annuels		
	Hommes	Femmes	Ratio	Hommes	Femmes	Ratio
Dans l'ensemble	\$ 18.84	\$ 15.12	80.3%	\$ 46,108	\$ 31,506	68.3%
Branche d'activité						
Agriculture/pêche	12.44	9.65	77.6	28,687	19,217	67.0
Foresterie/exploitation minière	21.31	20.00	93.9	56,420	47,556	84.3
Construction	18.38	13.45	73.2	40,686	28,310	69.6
Fabrication	19.13	13.92	72.8	47,290	30,124	63.7
Services commerciaux	18.70	17.24	92.2	46,555	35,559	76.4
Services de distribution	21.92	15.62	71.3	62,098	32,626	52.5
Services aux consommateurs	13.81	10.27	74.4	33,449	21,699	64.9
Services publics	21.64	17.97	83.0	46,825	35,398	75.6
Statut						
Temps plein	18.94	15.32	80.9	-	-	-
Temps partiel	15.02	13.87	92.3	-	-	-
Syndicat						
d'un syndicat	20.63	17.86	86.6	46,276	35,229	76.1
Non syndiqué	17.80	13.61	76.5	46,036	29,217	63.5
Ancienneté						
Moins d'un an	14.17	11.22	79.2	33,824	24,438	72.3
1 - 5 ans	16.37	13.16	80.4	39,395	26,733	67.9
6-10 ans	19.00	15.71	82.7	43,793	31,303	71.5
11-19 ans	21.54	17.49	81.2	50,211	35,343	70.4
20 ans et plus	22.92	18.99	82.9	56,984	38,574	67.7
Profession						
Professionnel/gestionnaire	23.94	18.89	78.9	65,088	39,404	60.5
Sciences naturelles et sciences sociales	23.72	19.70	83.1	52,041	39,727	76.3
Emploi de bureau	15.41	13.36	86.7	33,884	26,680	78.7
Ventes	17.85	11.86	66.4	48,581	25,909	53.3
Services	14.74	10.03	68.0	34,279	20,419	59.6
Secteur primaire, transformation, machinerie	17.34	11.43	65.9	41,967	24,812	59.1
Construction	18.43	12.82	69.6	40,296	29,608	73.5
Autres	16.84	14.60	86.7	39,572	30,168	76.2
Taille de l'entreprise						
Moins de 20 employés	14.46	11.99	82.9	32,261	24,723	76.6
20 - 99 employés	17.11	13.97	81.6	41,623	28,674	68.9
100-499 employés	19.55	15.77	80.7	49,273	32,017	65.0
500 employés et plus	21.55	17.08	79.3	52,164	35,313	67.7
Nombre d'observations	14,839	13,902	28,741	9,020	6,667	15,687

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

* Une régression des salaires horaires en expression logarithmique sur une constante et une variable fictive pour les hommes indique que les ratios présentés sont statistiquement significatifs au niveau de 5 % sauf pour l'écart dans la branche d'activité foresterie / exploitation minière.

Tableau 8 : Décomposition de la différence dans les gains entre les hommes et les femmes

	Écart non ajusté (en logarithmes)	Composante expliquée (différences attribuables aux facteurs déterminant les salaires) $= (X_m - X_f)B_m$	Composante non expliquée (différences attribuables aux revenus associés aux facteurs déterminant les salaires) $= (B_m - B_f)X_f$	Écart ajusté $= \exp(-(B_m - B_f)X_f)$
	(1)	(2)	(3)	(4)
Spécification (1)	0.221	0.047	0.173	84.1%
Spécification (2)	0.221	0.068	0.153	85.8%
Spécification (3)	0.221	0.081	0.140	86.9%
Spécification (4)	0.221	0.109	0.112	89.4%

Note : Par écart ajusté, on entend le pourcentage des gains des femmes par rapport aux gains des hommes après avoir tenu compte de l'effet des différences dans les caractéristiques observables. Pour convertir les différences signalées dans les logarithmes moyens entre les gains en ratios des gains entre les hommes et les femmes, on effectue le calcul suivant : $\text{ratio} = \exp(-(\text{non expliquée}))$. Par exemple, les gains moyens des femmes correspondent environ à 84,1 % des gains des hommes après avoir tenu compte des différences dans les équivalents d'années complètes de travail à temps plein, du domaine principal d'études, de l'ancienneté, de la situation de famille et de l'âge du benjamin de la famille (spécification 1).

Tableau 9 : Comment expliquer l'écart salarial entre les sexes, 1997

**Fraction de l'écart salarial entre les sexes expliquée
selon ...**

Facteurs expliquant l'écart	Spécification			
	1	2	3	4
Niveau de scolarité* domaine principal d'études	3.2	4.8	5.8	4.5
Expérience à TPTA	11.5	11.5	10.4	10.1
Ancienneté	5.0	3.1	2.9	2.8
Âge du benjamin de la famille	0.9	0.7	0.7	0.7
Situation de famille	1.0	0.7	0.8	0.8
Statut d'employé à temps partiel		8.5	7.1	3.6
Région		0.0	0.0	0.0
RMR / taille urbaine		-0.3	-0.3	-0.6
Statut syndical		0.6	0.9	0.8
Taille de l'entreprise		1.1	1.1	0.9
Tâches			5.3	4.3
Participe aux décisions relatives au budget et à la dotation			2.1	1.3
Branche d'activité				11.2
Profession				8.6
Total expliqué	21.6	30.7	36.8	49.0
Total non expliqué	78.4	69.3	63.2	51.0
Total	100.0	100	100	100

Annexe 1 Tableau 1 : Résultats des vérifications d'hypothèse sur des ensembles de coefficients relatifs aux femmes

Coefficient d'écart - femmes	Test utilisé	Spécification			
		1	2	3	4
Ordonnée à l'origine	t	1%	1%	1%	1%
Expérience à TPTA	t	1%	5%	1%	NS
Domaine principal d'études*niveau de scolarité	f	1%	1%	1%	1%
Ancienneté	f	1%	1%	1%	10%
Âge du benjamin de la famille	f	1%	1%	1%	5%
Situation de famille	f	1%	1%	1%	1%
Statut d'employé à temps partiel	t		1%	1%	1%
Région	f		1%	1%	1%
RMR / catégorie de taille urbaine	f		1%	1%	1%
Statut syndical	t		1%	1%	NS
Taille de l'entreprise	f		1%	1%	1%
Participe aux décisions relatives au budget et à la dotation	t			5%	5%
Tâches	f			5%	NS
Branche d'activité	f				1%
Profession	f				1%

Note : Hypothèse nulle : Le coefficient d'écart qui s'applique aux femmes diffère-t-il considérablement de celui qui s'applique aux hommes?

Annexe 2, Tableau 2 : Résultats de la régression : interactions significatives - femmes (niveau de signification 5 %)
Variable dépendante : Logarithme du taux de rémunération horaire

	Numéro de spécification			
	1	2	3	4
Interactions positives	<i>ancienneté - l'ensemble</i> <i>Études postsecondaires</i> Expérience à TPTA	<i>ancienneté - l'ensemble</i> <i>Études postsecondaires</i> Expérience à TPTA	<i>ancienneté - l'ensemble</i> <i>Études postsecondaires</i> Expérience à TPTA	<i>ancienneté - l'ensemble</i> <i>Études postsecondaires</i>
Domaine principal d'études	C - Éducation / récréologie	C - Éducation / récréologie	C - Éducation / récréologie	C - Beaux-arts
C - Sciences sociales	C - Sciences sociales	C - Sciences sociales	C - Agriculture / biologie	C - Santé
C - Agriculture / biologie	C - Agriculture / biologie	C - Santé	C - Santé	
C - Santé	C - Santé	U - Éducation	U - Éducation	
U - Éducation	U - Éducation	U - Humanités	U - Humanités	
U - Humanités	U - Humanités	U - Sciences sociales	U - Sciences sociales	U - Sciences sociales
U - Sciences sociales	U - Sciences sociales	U - Commerce	U - Commerce	
U - Commerce	U - Commerce	GU - Education/récréologie	GU - Education/récréologie	GU - Education/récréologie
U - Santé	GU - Education/récréologie	GU - Humanités	GU - Humanités	GU - Humanités
GU - Education/récréologie	GU - Humanités	GU - Sciences sociales	GU - Sciences sociales	GU - Sciences sociales
GU - Beaux-arts	GU - Sciences sociales	GU - Commerce	GU - Commerce	
GU - Humanités	GU - Commerce	GU - Génie	GU - Génie	
GU - Sciences sociales				
GU - Commerce				
GU - Génie				
	<i>temps partiel</i> <i>petites entreprises</i> région de l'Atlantique <i>Toronto</i> <i>Vancouver</i> syndiqué	<i>temps partiel</i> <i>petites entreprises</i> région de l'Atlantique <i>Toronto</i> <i>Vancouver</i> syndiqué décisions relatives au budget et à la dotation	<i>temps partiel</i> <i>petites entreprises</i> <i>Toronto</i> <i>Vancouver</i>	Branche d'activité agriculture foresterie / exploitat. minière fabrication services commerciaux services publics services de distribution profession : emploi de bureau sciences naturelles/sciences sociales
Interactions négatives				
	1	2	3	4
	<i>Ordonnée à l'origine</i>	<i>Ordonnée à l'origine</i>	<i>Ordonnée à l'origine</i>	<i>Ordonnée à l'origine</i>
	<i>Inférieur aux études secondaires</i> <i>Marié</i> Séparé/divorcé/veuf	<i>Inférieur aux études secondaires</i> <i>Marié</i> Âge du benjamin : 0 à 4 ans Âge du benjamin : 5 à 9 ans Age du benjamin : 10 à 14 ans Age du benjamin : 15 à 19 ans	<i>Inférieur aux études secondaires</i> <i>Marié</i> Age du benjamin : 10 à 14 ans Age du benjamin : 15 à 19 ans	<i>Inférieur aux études secondaires</i> <i>Marié</i> Âge du benjamin : 0 à 4 ans Age du benjamin : 10 à 14 ans Age du benjamin : 15 à 19 ans
Domaine principal d'études		C - Mathématiques		C - Mathématiques C - Sciences sociales GU - Agriculture GU - Santé
<i>Aucune spécialisation</i>		<i>Aucune spécialisation</i> <i>Prairies</i> RMR/taille urbaine < 250 000	<i>Aucune spécialisation</i> <i>Prairies</i> RMR/taille urbaine < 250 000	<i>Aucune spécialisation</i> <i>Prairies</i>

Annexe 3, tableau 1 : Décomposition de l'écart salarial entre les sexes par l'âge, l'expérience possible et l'expérience effective

Partie 1 : Âge comme variable de substitution décrivant l'expérience

	Écart non rajusté (en expression logarithmique)	Partie expliquée (différences attribuables à des facteurs déterminants des salaires) $= (X_m - X_f)B_m$	Partie inexpliquée (différences attribuables à la rétribution de facteurs déterminants des salaires) $= (B_m - B_f)X_f$	Écart rajusté $= \exp(-(B_m - B_f)X_f)$
	(1)	(2)	(3)	(4)
Spécification (1)	0,22	0,02	0,20	81,9 %
Spécification (2)	0,22	0,04	0,18	83,5 %
Spécification (3)	0,22	0,06	0,16	85,2 %
Spécification (4)	0,22	0,08	0,14	86,9 %

Partie 2 : Expérience possible (années d'âge - années de scolarité - 6) comme variable de substitution décrivant l'expérience

	Écart non rajusté (en expression logarithmique)	Partie expliquée (différences attribuables à des facteurs déterminants des salaires) $= (X_m - X_f)B_m$	Partie inexpliquée (différences attribuables à la rétribution de facteurs déterminants des salaires) $= (B_m - B_f)X_f$	Écart rajusté $= \exp(-(B_m - B_f)X_f)$
	(1)	(2)	(3)	(4)
Spécification (1)	0,22	0,02	0,20	81,9 %
Spécification (2)	0,22	0,04	0,18	83,5 %
Spécification (3)	0,22	0,06	0,16	85,2 %
Spécification (4)	0,22	0,08	0,14	86,9 %

Partie 3 : Expérience effective (années complètes de travail à plein temps)

	Écart non rajusté (en expression logarithmique)	Partie expliquée (différences attribuables à des facteurs déterminants des salaires) $= (X_m - X_f)B_m$	Partie inexpliquée (différences attribuables à la rétribution de facteurs déterminants des salaires) $= (B_m - B_f)X_f$	Écart rajusté $= \exp(-(B_m - B_f)X_f)$
	(1)	(2)	(3)	(4)
Spécification (1)	0,22	0,04	0,18	83,5 %
Spécification (2)	0,22	0,06	0,16	85,2 %
Spécification (3)	0,22	0,08	0,140	86,9 %
Spécification (4)	0,22	0,10	0,12	88,7 %

Note : L'écart rajusté correspond aux gains féminins exprimés en proportion des gains masculins après prise en compte des différences de caractéristiques observables. Pour transformer les différences indiquées de gains moyens (en expression logarithmique) en ratios gains féminins - gains masculins, on fait le calcul suivant : $\text{ratio} = \exp(-\text{inexpliquée})$.

La taille de l'échantillon est de 28 303 observations.

Annexe 3, tableau 2 : Prise en compte de l'écart salarial entre les sexes par l'âge, l'expérience possible et l'expérience effective, 1997

Partie 1 : Âge comme variable de substitution décrivant l'expérience

Partie de l'écart salarial entre les sexes qui s'explique par ...

Facteurs expliquant l'écart	Spécification			
	1	2	3	4
Niveau d'instruction*domaine principal d'études	2,5	4,1	6,1	3,7
Âge comme variable de substitution de l'expérience	0,5	0,5	0,4	0,4
Durée d'occupation des emplois	4,6	3,1	2,8	2,5
Âge du benjamin	0,8	0,6	0,5	0,6
État matrimonial	0,9	0,7	0,8	0,8
Travail à temps partiel		8,6	7,0	3,4
Région		-0,1	-0,1	-0,1
RMR et catégorie de taille urbaine		-0,4	-0,4	-0,6
Syndicalisation		0,6	0,9	0,8
Taille de l'entreprise		1,1	1,1	0,9
Tâches			5,6	4,7
Participation aux décisions relatives au budget et à la dotation			2,1	1,3
Branche d'activité				11,4
Profession				8,1
Total, partie expliquée	9,3	18,8	26,8	37,9
Total, partie inexpliquée	90,7	81,2	73,2	62,1
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Partie 2 : Expérience possible comme variable de substitution décrivant l'expérience

Partie de l'écart salarial entre les sexes qui s'explique par ...

Facteurs expliquant l'écart	Spécification			
	1	2	3	4
Niveau d'instruction*domaine principal d'études	1,9	3,6	5,7	3,0
Expérience possible	0,6	0,6	0,5	0,6
Durée d'occupation des emplois	5,1	3,5	3,1	2,7
Âge du benjamin	0,5	0,4	0,3	0,4
État matrimonial	0,9	0,7	0,7	0,7
Travail à temps partiel		8,5	6,8	3,3
Région		-0,1	-0,1	-0,1
RMR et catégorie de taille urbaine		-0,4	-0,4	-0,6
Syndicalisation		0,6	0,9	0,8
Taille de l'entreprise		1,1	1,1	0,9
Tâches			5,6	4,8
Participation aux décisions relatives au budget et à la dotation			2,2	1,3
Branche d'activité				11,2
Profession				8,0
Total, partie expliquée	9,0	18,5	26,4	37,0
Total, partie inexpliquée	91,0	81,5	73,6	63,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Partie 3 : Expérience effective (années complètes de travail à plein temps)

Partie de l'écart salarial entre les sexes qui s'explique par ...

Facteurs expliquant l'écart	Spécification			
	1	2	3	4
Niveau d'instruction*domaine principal d'études	1,9	3,6	5,6	3,7
Expérience effective	11,9	11,8	10,6	10,2
Durée d'occupation des emplois	4,3	2,7	2,4	2,2
Âge du benjamin	0,9	0,8	0,6	0,7
État matrimonial	0,9	0,7	0,8	0,8
Travail à temps partiel		8,4	6,8	3,3
Région		-0,1	-0,1	-0,1
RMR et catégorie de taille urbaine		-0,5	-0,4	-0,7
Syndicalisation		0,6	0,9	0,8
Taille de l'entreprise		1,1	1,1	0,9
Tâches			5,5	14,6
Participation aux décisions relatives au budget et à la dotation			2,0	1,2
Branche d'activité				11,1
Profession				7,9
Total, partie expliquée	19,9	29,1	35,8	56,6
Total, partie inexpliquée	80,1	70,9	64,2	43,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Références

Baker, Michael, Dwayne Benjamin, André Desautniers et Mary Grant (1995). 'The distribution of the male/female earnings differential, 1970-1990.' *Canadian Journal of Economics*, vol. 28, no. 3, p.479-500.

Blau, Francine et Marianne Ferber (1986). *The Economics of Women, Men and Work*. (Englewood Cliffs, N.J. : Prentice-Hall).

Christofides, L. et R. Swidinsky (1994). 'Wage Determination by Gender and Visible Minority Status: Evidence from the 1989 LMAS.' *Canadian Public Policy*, vol. 20, no. 1, p.34-51.

Corcoran, Mary et Greg Duncan (1979). 'Work History, Labour Force Attachment and Earnings Differences Between the Races and the Sexes.' *Journal of Human Resources*, 14, no. 1, p 3 – 20.

Crompton, Susan et Leslie Geran (1995). « Les femmes comme principal soutien de famille. ». L'emploi et le revenu en perspective. N° 75-001-XPE au catalogue de Statistique Canada, Vol. 7, no. 4, Hiver 1995.

Doiron, D. et C. Riddell (1994). 'The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada', *Journal of Human Resources*, V.29, no. 2, p. 504-35.

Gains des hommes et des femmes, N° 13-217-XIB au catalogue de Statistique Canada, 1997.

Finnie, R. et T. Wannell (1999). 'The Evolution of the Gender Earnings Gap Amongst Canadian University Graduates', mimeo, School of Policy Studies à Queen's University.

Gunderson, Morley (1998). *Les femmes et le marché du travail canadien : transitions vers l'avenir*. N° 96-321-MPE au catalogue de Statistique Canada.

Gunderson, Morley et Craig Riddell (1993). *Labour Market Economics: Theory, Evidence and Policy in Canada*. Toronto : McGraw Hill.

Marshall, K. (1999). *L'emploi et le revenu en perspective*. N° 75-001-XPE au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Murphy, K. et F. Welch (1990). 'Empirical Age-Earnings Profiles', *Journal of Labour Economics*, Vol. 8 (2), pp. 202-289.

Wannell, T. (1989). *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires*. Document de recherche n° 26. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Wannell, T. et N. Caron (1994). *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 1984-92*. Document de recherche n° 68. Direction des études analytique. Ottawa : Statistique Canada.