

## L'équité salariale et la comparaison des emplois

Esther Déom and Jacques Mercier

Volume 47, Number 1, 1992

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/050740ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/050740ar>

[See table of contents](#)

### Publisher(s)

Département des relations industrielles de l'Université Laval

### ISSN

0034-379X (print)

1703-8138 (digital)

[Explore this journal](#)

### Cite this article

Déom, E. & Mercier, J. (1992). L'équité salariale et la comparaison des emplois. *Relations industrielles / Industrial Relations*, 47(1), 3–24.  
<https://doi.org/10.7202/050740ar>

### Article abstract

Québec was the first Canadian jurisdiction to legislate on pay equity. It did so through the adoption of the *Charter of Rights and Freedom*, in 1976, a passive legislation since it is based on complaints. It seems to be a matter of time before the Québec Government passes a pro-active legislation on pay equity and, in doing so, it will likely draw its inspiration from the *Pay Equity Act* (PEA) passed by the Ontario Government in 1987. One of PEA important feature is the emphasis on institutional structures and practices in determining the appropriate unit for the purpose of achieving pay equity. In practice, such units will often match up with the usual job families (e.g. clerical or office vs production jobs).

However, the historical development of jobs families is intertwined with the evolution of occupational segregation between men and women in the labour markets.

This paper looks at the results of two methods of making pay comparisons between predominantly female and predominantly male jobs: the "job to job" approach, designed in a way similar to the provisions of the PEA in Ontario and the "job to line" approach, a more comprehensive one. The results are drawn from the analysis of data from 24 public and private organizations (excluding provincial and federal public sectors) in the province of Québec, with 100 or more employees and having both office and non office (production or maintenance) job families. All these organizations already used job evaluation as part of their wage determination process. The value of each job was established by using a point factor, gender-neutral job evaluation plan. Various regression analysis were conducted to check for and measure wage discrimination. Among the 24 organizations, 17 (or 70%) were found to have wage differentials related to sex between office female jobs and all male jobs. Wage differentials are said gender biased if associated with differences in the sex composition of jobs or jobs families. The average hourly wage differential amounted to 14%.

Results from the two methods of wage comparisons, that is job to job versus job to line comparisons, show that the latter raises the number of predominantly female office jobs to be adjusted under a pay equity operation especially in the larger organizations. There does not appear to be any significant difference however between mean wage adjustments produced by one method or the other

# **L'équité salariale et la comparaison des emplois**

**Esther Déom  
et  
Jacques Mercier**

*Cet article compare les résultats obtenus suite à l'utilisation de deux méthodes de comparaison des emplois pour réaliser l'équité salariale dans les organisations. Les deux indicateurs retenus sont la proportion d'emplois à prédominance féminine dont le salaire horaire serait ajusté à la hausse et l'ampleur des ajustements mesuré en pourcentage du salaire. Les résultats obtenus révèlent que la moyenne des ajustements salariaux ne varie pratiquement pas, peu importe la méthode utilisée. La méthode «emploi à courbe» semble cependant supérieure à la méthode «emploi à emploi» en ce qui concerne la proportion d'emplois ajustés, en particulier dans les trois organisations où le nombre d'emplois de bureau à prédominance féminine était le plus élevé.*

Le principe d'un salaire égal pour un travail équivalent est inscrit, sous une forme ou une autre, dans la législation de la plupart des provinces canadiennes y compris celle du Québec qui a d'ailleurs fait oeuvre de pionnier dans ce domaine. L'application concrète du principe demeure toutefois confinée, sauf en Ontario, au secteur public soit par la volonté expresse des législateurs, soit parce que c'est là que les pressions politiques et syndicales sont les plus fortes. Si l'Ontario constitue un cas particulier, c'est qu'elle s'est dotée, en 1987, d'une loi dite proactive, le *Pay Equity Act*, dont le champ d'application s'étend aux organisations du secteur privé, selon un processus d'étalement amorcé en janvier 1990.

Au Québec, bien que l'article 19 de la *Charte des droits et libertés de la personne*, qui prévoit un salaire égal pour un travail équivalent soit en vigueur depuis déjà 15 ans et ait une portée universelle, bien peu de progrès a été accompli vers une plus grande équité salariale entre les

---

\* DÉOM E. et J. MERCIER, Département des relations industrielles, Université Laval.

\*\* Nous désirons remercier Marie-Claude Meunier et Sylvain Roy qui ont agi à titre de professionnelle et professionnel de recherche. Nous remercions aussi le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada pour la subvention qui a permis la réalisation de cette étude, ainsi qu'un appréciateur anonyme pour ses précieux commentaires.

hommes et les femmes. Cette situation est avant tout attribuable au caractère passif de l'approche québécoise qui repose sur un système de plaintes (Déom 1990). Les récentes modifications apportées au rôle et au fonctionnement de la Commission des droits et libertés de la personne du Québec n'ont pas altéré ce trait fondamental et on songe de plus en plus sérieusement, dans les milieux concernés, à une loi du type de celle de l'Ontario (Chicha-Pontbriand et Carpentier 1990).

Rappelons ici que toutes les lois de type proactif visent à assurer une équité salariale interne à l'organisation. La main-d'oeuvre connaît toutefois divers types de segmentation à l'intérieur des organisations dont une, particulièrement répandue, consiste en un regroupement en familles et sous-familles d'emplois avec des pratiques et des politiques de détermination des salaires propres à chacune. L'accréditation et l'affiliation syndicales respectent souvent les mêmes démarcations. La segmentation même des emplois résulte, en partie du moins, d'une discrimination systémique qui s'est érigée et se perpétue à travers des pratiques, des normes et des traditions institutionnalisées. La recherche de l'équité salariale dans les organisations ne peut donc se confiner à un exercice intra-famille d'emplois.

À cet égard, la loi ontarienne de 1987 est particulièrement intéressante puisqu'elle propose un compromis qui tient compte de certaines démarcations entre les emplois tout en permettant une application élargie de l'équité salariale. Brièvement, l'approche ontarienne se base sur une méthode de comparaison des salaires dite «emploi (à prédominance féminine ou PF) à emploi (à prédominance masculine ou PM)». Ces comparaisons s'établissent dans le cadre d'un programme d'équité salariale (PES). Il peut y avoir autant de PES qu'il y a d'unités d'accréditations plus un autre pour les employées et les employés non syndiqués. Après avoir identifié les catégories d'emplois à PF et celles à PM au sens de la loi et établi leur valeur par le recours à un système non sexiste d'évaluation des emplois, on recherche, pour chaque catégorie d'emploi à PF, une catégorie d'emploi à PM de même valeur. Cette recherche s'effectue d'abord parmi les catégories d'emplois à prédominance masculine couvertes par un même PES. Si un appariement peut être établi, on compare ensuite le salaire de la catégorie d'emploi à PF au salaire de son ou ses pairs (dans ce dernier cas, en retenant le plus faible salaire), pour vérifier si elle est en déficit salarial. En l'absence d'un appariement intra-PES, on étendra la recherche parmi les catégories d'emplois à PM d'autres PES, s'il en existe. Si l'absence d'appariement persiste, on recherche alors, parmi l'ensemble des catégories d'emplois, la ou les catégories d'emplois à PM de valeur inférieure la plus rapprochée et on vérifie si la catégorie d'emploi à prédominance féminine est en déficit salarial.

Dans notre étude, nous avons appliqué cette procédure de comparaison à des emplois plutôt qu'à des catégories d'emplois<sup>1</sup>. Nous avons également supposé que les deux groupes d'emplois retenus (bureau et hors-bureau) feraient théoriquement l'objet de deux programmes d'équité salariale distincts même si dans quelques organisations participantes, les deux groupes font partie de la même unité d'accréditation.

L'approche «emploi à emploi» comporte, entre autres, deux limites importantes: d'abord, certains emplois à PF peuvent être laissés pour compte faute d'appariement avec un emploi à PM de valeur égale ou inférieure et ensuite, plus l'appariement aura été réalisé avec un emploi à PM de valeur inférieure, moins l'ajustement salarial risque d'être élevé.

La méthode de comparaison des salaires «emploi à courbe» constitue une alternative qui permet de pallier ces lacunes. Elle comporte une étape additionnelle qui consiste à estimer, à partir des informations sur les salaires et les valeurs des emplois à PM déjà existants, des salaires pour des emplois à PM qui seraient de valeur égale à chaque emploi à PF. Il s'agit non pas de salaires observés mais de projections le long d'une courbe continue d'où l'assurance que chaque emploi à PF sera apparié. Le désavantage que peut comporter la méthode «emploi à courbe» par rapport à la version ontarienne de la méthode «emploi à emploi», concerne les emplois appariés au pair selon cette dernière méthode. Dans ces cas, puisque la courbe est basée sur des moyennes, un écart salarial mesuré par la méthode «emploi à courbe» peut être égal, supérieur ou inférieur à celui mesuré par la méthode «emploi à emploi». Pour l'économiste Morley Gunderson, dont les nombreux travaux ont largement inspiré les concepteurs de la loi ontarienne, ce principe dit de la valeur proportionnelle constitue le prolongement logique du principe du travail équivalent (Gunderson 1986). Cette question occupera d'ailleurs également une place centrale dans les débats qui entoureront l'évaluation de l'expérience ontarienne puisqu'il s'agit de la

---

1. Une catégorie d'emplois est définie par la loi ontarienne (paragraphe 1(1)) comme «les postes... qui ont des fonctions et des responsabilités semblables, qui exigent des qualités semblables, dont les procédures de recrutement sont semblables et qui offrent une même grille de rétribution, un même niveau de salaire ou une même gamme de taux de salaire». Ainsi, une catégorie peut être constituée d'un emploi ou d'un regroupement d'emplois.

Dans notre étude, la méthode «emploi à emploi» signifie donc qu'on recherche, pour chaque titre (ou description) d'emploi à PF du groupe bureau, un ou des emploi(s) à PM de valeur égale d'abord, puis de valeur inférieure. Pour l'ensemble (17) des organisations retenues à la troisième section de l'étude, 173 appariements ont pu être effectués sur une possibilité de 175 emplois à PF du groupe bureau (ou 98,9%). De ces 173 appariements, 104 (ou 60,1%) étaient de valeur égale et 69 (ou 39,9%), de valeur inférieure. Parmi les 173 emplois appariés, 137 (79,2%) verraient leurs salaires ajustés à la hausse.

seule alternative suggérée par la Commission ontarienne de l'équité salariale que le ministre du Travail a accepté de considérer (Ontario Ministry of Labour 1990) pour pallier les lacunes mentionnées ci-dessus. Le ministre du Travail de l'Ontario a déposé, en décembre 1991, un projet de loi qui prévoit l'application du principe de la valeur proportionnelle.

Il n'existe toutefois aucune étude comparative disponible sur le sujet. Nous avons ainsi cherché, dans cette étude, à vérifier si les méthodes de comparaison «emploi à emploi» et «emploi à courbe» produisent des résultats différents. À cette fin, deux indicateurs seront retenus: le nombre d'emplois devant être ajustés à la hausse sur le plan salarial et l'ampleur des ajustements. L'étude porte sur 24 organisations québécoises des secteurs privé (19 organisations) et public (5 organisations) à l'exclusion des fonctions publiques provinciale et fédérale, de plus de 100 employées et employés, où se retrouvent les deux groupes traditionnels d'emplois de bureau (personnel de secrétariat et technique) et hors-bureau (personnel employé à la production, à l'entretien, aux services) et qui pratiquent l'évaluation des emplois pour les deux groupes<sup>2</sup>. L'application des deux méthodes porte sur les emplois à PF de bureau vu la très faible présence d'emplois à PF hors-bureau au sein des organisations participantes.

La suite du texte se divise en quatre sections. La première explique la sélection des emplois et la cueillette des données sur les valeurs des

---

2. Cette étude s'inscrit dans une recherche plus vaste sur l'équité salariale et l'évaluation des emplois dans les organisations. Pour traiter de la question soulevée dans cet article, seules les organisations ayant les deux groupes d'emplois ont été retenues. Les données ont été recueillies lors de la phase I du projet durant l'été 1990. À titre d'information, mentionnons que 17 des 24 organisations appartiennent au secteur manufacturier, dont 7 dans la métallurgie. Parmi les autres secteurs d'activités représentés, on retrouve les pâtes et papiers, l'alimentation, les produits pharmaceutiques, la fabrication de véhicules de transport, les services d'utilité publique, l'aérospatiale, des municipalités, etc. Les employées et employés du groupe hors-bureau sont syndiqués dans 23 organisations contre 21 en ce qui concerne les employées et employés du groupe bureau et en 7 occasions, les deux catégories sont regroupées dans la même section locale. Enfin, parmi 14 de ces 24 organisations ayant répondu à un questionnaire écrit dans une seconde phase du projet, la majorité pratiquait l'évaluation des emplois depuis 5 ans et plus et utilisait un système par points et facteurs. Cet ensemble d'organisations ne constitue évidemment pas un échantillon représentatif de la population des organisations québécoises. Il n'a d'ailleurs pas été conçu dans cette optique. C'est pourquoi les observations et conclusions de l'étude ne valent d'abord et avant tout que pour ces organisations. Puisque ces organisations font de l'évaluation des emplois depuis assez longtemps et sont, du moins pour les deux groupes à l'étude, fortement syndiquées, on peut cependant soumettre ici que l'effet de prédominance sexuelle intra-groupe pourrait être inférieur à ce qu'on retrouverait dans la population. Ce pourrait être l'inverse quant à l'effet d'appartenance au groupe hors-bureau à cause de l'institutionnalisation des démarcations entre les deux groupes. Il s'agit là toutefois d'une hypothèse qui reste à vérifier.

emplois et les salaires. La seconde analyse, au moyen de diverses spécifications, la présence et l'ampleur d'écart de salaires reliés au sexe. De tels écarts sont détectés statistiquement dans 17 des 24 organisations. La lectrice ou le lecteur désireux de s'en tenir essentiellement à la question de la comparabilité des deux méthodes peut aller directement à la section suivante. De fait, cette troisième section présente les résultats de l'application des deux méthodes de comparaison aux 17 organisations identifiées à la deuxième section et les résultats de chacune sur les deux indicateurs retenus. Enfin, la conclusion résume l'étude et dégage un certain nombre d'implications.

## LA SÉLECTION DES EMPLOIS ET LA CUEILLETTE DES DONNÉES

### Les emplois

Une fois la sélection des organisations terminée, celles-ci nous ont fourni une liste de leurs titres d'emplois pour chaque groupe d'emplois. Un minimum de 20 titres jugés représentatifs de la structure salariale de chaque groupe a ainsi été sélectionné tout en privilégiant les titres qui affichaient une prédominance sexuelle. Le critère retenu pour définir la prédominance est strictement numérique<sup>3</sup>: si 70 % et plus des titulaires sont d'un même sexe, le titre est dit à prédominance de ce sexe. Il s'agit bien sûr d'une définition restrictive mais qui s'avérait satisfaisante compte tenu de l'objectif de l'étude. Quant aux quelques titres d'emplois sans prédominance ayant été sélectionnés, ils ont été exclus des analyses qui suivent mais des tests additionnels ont révélé que leur présence ne modifiait pas les résultats des analyses menées dans la prochaine section. Pour les titres d'emplois retenus dans ces 24 organisations, la représentation moyenne des emplois à PF est de 63 % dans le groupe bureau et de 5,5 % dans le groupe hors-bureau. Une seule organisation affiche moins de 50 % d'emplois à PF dans le groupe bureau (soit 45 %) et une autre seulement a plus de 20 % (soit 36 %) dans le groupe hors-bureau. On remarque ainsi que la prédominance sexuelle est non seulement présente dans les emplois mais également dans les groupes. Mentionnons en terminant que les emplois retenus sont relativement stables, susceptibles de se retrouver dans d'autres organisations et ne faisaient pas l'objet de contestations, que ce soit au sujet de la description des tâches ou des résultats de l'évaluation. Une fois la sélection des titres effectuée, chaque organisation nous a fait parvenir les descriptions des emplois retenus.

---

3. Nous n'avons pu considérer des critères tels la prédominance historique ou les stéréotypes associés à l'emploi qu'on retrouve par exemple dans la loi ontarienne.

## La valeur des emplois

La valeur des emplois a été obtenue par l'évaluation des emplois. Le plan d'évaluation utilisé est un plan par points et facteurs, élaboré par le Syndicat canadien de la fonction publique (FTQ) et conçu spécifiquement pour l'équité salariale. Les douze facteurs sont regroupés à l'intérieur des quatre grandes caractéristiques généralement acceptées comme base pour mesurer l'équivalence des emplois soient les qualifications, les responsabilités, les efforts et les conditions de travail<sup>4</sup>. Ce plan a été conçu pour s'appliquer autant à des emplois de bureau qu'à des emplois hors-bureau. Son principal avantage est qu'il permet de comparer, sans adaptation, les résultats de l'évaluation des emplois pour des groupes d'emplois soumis habituellement à des plans d'évaluation distincts.

Cependant, même un plan d'évaluation conçu pour l'équité salariale ne garantit pas l'absence de biais sexistes dans le processus d'évaluation. Pour minimiser ces biais, il convenait de prendre certaines précautions. Ainsi, chaque emploi a été évalué individuellement par deux personnes, un homme et une femme<sup>5</sup>. Le pointage final de chaque emploi provient de la moyenne des résultats de ces deux personnes. Plusieurs points méritent d'être commentés ici. L'utilisation du

4. Voici la liste des 12 facteurs et leur pondération au niveau maximum:

<b>Connaissances-Habilités (31%)</b>	
1. Formation professionnelle	13%
2. Expérience	13%
3. Coordination	6%
<b>Efforts (30%)</b>	
4. Autonomie-Jugement	9%
5. Complexité	9%
6. Effort mental	6%
7. Efforts physiques	6%
<b>Responsabilités (28%)</b>	
8. Communications	12%
9. Responsabilité (résultats)	10%
10. Surveillance	6%
<b>Conditions de travail (10%)</b>	
11. Milieu de travail	5%
12. Rythme de travail	5%

Ce plan ne prévoit pas de niveau «0» pour aucun des facteurs: le minimum qu'un emploi peut obtenir est de 193 points sur un maximum possible de 1000 points. Dans notre étude, le pointage des emplois retenus dans les 24 organisations s'échelonne entre 220 et 612 points.

5. Ces personnes étaient finissantes au baccalauréat en relations industrielles de l'Université Laval et devaient avoir suivi un cours de 45 heures sur l'évaluation des emplois. Elles ont également suivi une formation pratique d'une semaine sur le plan à 12 facteurs. Compte tenu du nombre d'organisations retenues dans la recherche, il était impossible de choisir des personnes qui auraient eu une bonne connaissance des emplois retenus dans chaque organisation. On a donc privilégié une connaissance générale de l'évaluation des emplois et une formation spécifique sur le plan utilisé.

consensus dans des comités d'évaluation est une procédure généralement acceptée, voire encouragée, pour déterminer la valeur finale d'un emploi dans le contexte de l'équité salariale, a fortiori lorsque ces comités sont composés de personnes représentant divers groupes (parties patronale et syndicale) ou catégories d'emplois. Il existe peu d'études qui ont cherché à mesurer les différences entre des valeurs obtenues par la méthode du consensus et celles obtenues par la méthode individuelle ou indépendante. Une étude menée en 1984 (Schwab et Heneman 1984) concluait qu'il n'y avait pas de différence systématique de pointage entre ces deux méthodes. Des données inédites que nous avons recueillies dans le cadre d'une opération d'équité salariale, révèlent que dans 3 cas sur 4, la cote obtenue par la moyenne et ce, pour chaque facteur du plan, est identique à la cote obtenue par consensus<sup>6</sup> et on ne peut observer de tendance systématique de la cote moyenne, pour les cas restants, à être plus petite ou plus grande que la cote obtenue par consensus. La méthode du consensus prenant évidemment beaucoup plus de temps que la méthode individuelle, c'est la méthode de la moyenne des évaluations individuelles qui a été retenue ici.

Une vérification des écarts individuels d'évaluation de chaque facteur du plan a été effectuée pendant le processus d'évaluation. Cette façon de procéder visait à assurer l'uniformité dans l'interprétation du plan. L'évaluation se faisait sur les emplois d'une organisation à la fois. On avait préalablement retiré des descriptions toute autre information (classe, rang, et particulièrement les titres et les taux de salaires) que celle nécessaire pour l'évaluation. Les titres et taux de salaires, et plus particulièrement ce dernier élément, sont en effet susceptibles d'influencer l'évaluation (Mount et Ellis 1987; Grams et Schwab 1985). L'équipe d'évaluation a évalué les emplois par groupe de sous-facteurs: tous les emplois d'une organisation étaient d'abord évalués selon les facteurs du groupe «connaissances-habilités», puis selon les facteurs du groupe «efforts», puis «responsabilités» et enfin, «conditions de travail». Toujours dans le but de réduire les biais associés à l'identification des emplois, on modifiait l'ordre d'évaluation des descriptions après chaque groupe de sous-facteurs. Enfin, chaque membre de l'équipe d'évaluation devait indiquer, sur la feuille d'évaluation, les facteurs qui n'avaient pu être évalués à partir de la description. Les informations manquantes étaient alors obtenues d'une personne-ressource de l'organisation.

---

6. Ces résultats proviennent de l'analyse de 445 consensus atteints dans le cadre d'une opération d'équité salariale dans une grande organisation québécoise. Quatre comités mixtes composés de 3 personnes (au moins une femme) provenant des 3 grandes catégories d'emplois concernées par l'opération ont évalué un minimum de 11 emplois (3 comités ont évalué 15 emplois et un en a évalué 11) à l'aide d'un plan non sexiste à 16 facteurs.



## Les salaires

Les comparaisons salariales portent sur les taux horaires. Ceux-ci ont été obtenus soit directement soit par transformation en divisant le salaire normal de la période (semaine, mois, année) par le nombre d'heures de travail prévu pour la période. En l'absence d'un taux unique, ce sont les taux de base, c'est-à-dire le minimum des échelles (ou le taux médian si le système est du type Hay) qui sont utilisés dans les analyses qui suivent. En ce qui concerne les échelles de salaires, on en retrouve dans 7 des 24 organisations pour le groupe bureau et dans une seule organisation pour le groupe hors-bureau. Pourquoi ne pas utiliser le taux maximum des échelles dans ces cas? Parce qu'on risque alors de sous-estimer le phénomène des écarts sexistes qui peuvent subsister pendant la période de progression dans l'échelle (entre 4 et 7 ans dans la plupart des cas)<sup>7</sup>. En utilisant le taux horaire de l'emploi, nous avons par le fait même retenu une définition étroite de la rémunération qui exclut les avantages sociaux. Dans la mesure où ceux-ci sont les mêmes pour tous les emplois d'un même groupe, ce qui est généralement le cas, ce choix ne peut avoir d'impact considérable pour les comparaisons salariales intra-groupes. Cependant, le problème de la comparaison des avantages sociaux entre groupes d'emplois demeure entier et n'a pu être considéré dans cette étude.

Pour différentes raisons, nous n'avons pu obtenir les taux de salaires pour une même année pour toutes les organisations de l'échantillon. Cependant, pour une organisation donnée, les taux de salaires retenus couvrent la même année pour les deux groupes d'emplois et les comparaisons entre les organisations sont exprimées en pourcentages.

## ÉCARTS SALARIAUX RELIÉS AU SEXE

Dans un premier temps, nous avons voulu vérifier la présence et l'ampleur des écarts salariaux associés au sexe. Pour ce faire, deux spécifications d'équations salariales portant sur l'ensemble des observations de chaque organisation ont été estimées à l'aide des moindres carrés ordinaires selon une procédure en étape (*stepwise*). Trois organisations totalisaient plus de 50 observations (emplois à PF plus emplois à PM) pour une moyenne de 67,3 tandis que la moyenne

---

7. Des tests additionnels portant sur les 6 organisations affichant des échelles salariales pour le groupe bureau et un taux unique pour le groupe hors-bureau révèlent un renversement de l'écart en faveur des emplois à PF de bureau ou la disparition ou encore la baisse significative du déficit salarial. En termes actuariels, le déficit encouru dans ce dernier cas ne sera jamais effacé et, dans le premier cas, il faudra plusieurs années après avoir atteint le maximum pour arriver à l'éponger.

parmi les 21 organisations restantes était de 25,6 avec un maximum de 31 et un minimum de 19. Il va sans dire, mis à part les trois cas de plus de 50 observations, qu'il s'agit d'échantillons de petite taille. Certains analystes en rémunération considèrent qu'une dizaine d'observations par variable indépendante, dans des équations de régressions multiples comme celles qui ont été utilisées dans la présente recherche, est nécessaire pour assurer une certaine fiabilité des estimations. Dans le cas actuel toutefois, la petite taille des échantillons ne nous apparaît pas problématique compte tenu du but poursuivi, de la procédure utilisée et des résultats des tests statistiques<sup>8</sup>. Notre première équation salariale est:

8. Rappelons que le but poursuivi est de comparer deux méthodes de comparaison d'emplois aux fins de l'équité salariale et non d'obtenir des mesures des structures salariales statistiquement performantes pour les organisations en question. Si tel était le cas, nous aurions cherché des spécifications des équations (i.e. essayé diverses versions du plan d'évaluation tant dans le choix des facteurs et sous-facteurs que de la pondération) qui maximiseraient le coefficient de détermination ajusté de chaque régression. Le recours à l'analyse de régression sert à identifier les organisations où il apparaît le plus plausible que des écarts salariaux associés au sexe soient présents pour ensuite comparer les résultats des deux méthodes de calcul de tels écarts (donc de correction) dans ces dernières organisations. Bien sûr, les écarts calculés selon la méthode «emploi à courbe» dépendent, entre autres choses, de la fiabilité de l'estimation de la courbe des emplois à prédominance masculine (appelée équation (3) ou équation salariale masculine dans le texte). Or, comme nous le verrons, les écarts ou ajustements obtenus par la méthode «emploi à courbe» sont très près, en moyenne, de ceux obtenus par l'estimation de l'équation (1). Nous devons donc porter une attention particulière aux résultats de l'équation (1). Qu'en est-il?

En ce qui concerne la règle du 10 observations par variable indépendante, celle-ci est beaucoup moins contraignante qu'il peut sembler a priori. D'abord, même si l'équation (1) compte 6 variables, la procédure de *stepwise* utilisée a fait que rarement le nombre de variables retenues a excédé 4, incluant l'intercepte «imposé». Ensuite, le critère de rétention de *stepwise* est  $\text{Prob } t \leq ,15$  mais en pratique, dans 92,1% des cas d'écarts sexistes (35 coefficients associés à de tels écarts sur 38), cette probabilité fut de  $< ,05$  et dans 63,1% de  $< ,01$ . Bien plus, nous nous sommes servis de l'équation (2) pour opérer une vérification de la plausibilité des résultats produits par l'équation (1). Il s'agit d'une approche totalement différente. Encore ici, même si cette équation pouvait contenir jusqu'à 15 variables, on compte 3 cas de 3 variables, 2 cas de 4, 7 cas de 5, 6 cas de 6, 3 cas de 7, 1 cas de 8 et 1 cas de 9 (les trois grandes organisations constituent des cas 7-8-9). Ce qui est plus intéressant toutefois, c'est que parmi les 18 cas où soit PRE, soit AP, soit les deux étaient retenus, 17 fois sur 20 le  $t$  de Student a été significatif à ,01 et 2 fois à ,02. Nous avons éliminé, pour l'étape suivante, les 6 autres cas (dans 4 de ces 6 cas, les  $t$  de Student calculés à l'équation (1) pour les variables d'écarts étaient parmi les moins significatifs) ainsi qu'un 7e cas où l'écart mesuré fut jugé trop faible selon un critère arbitraire de  $\pm 3\%$ . Par ailleurs, parmi les 17 organisations retenues, la procédure *stepwise* a sélectionné en premier ou second rang, une variable d'écart sexiste dans plus de la moitié des cas. Enfin, la moyenne d'observations par variable retenue par la procédure de *stepwise* dans l'estimation de l'équation (1) pour ces 17 organisations va de 6,25 à 19,7 pour une moyenne de 10,6 et dans 7 cas, elle est supérieure à 10, dans 11 cas supérieure à 8 et dans 16 cas, de 7 et plus.

$$(1) \text{ SAL} = a + b \cdot \text{POINT} + c \cdot \text{PRE} + d \cdot \text{PREPO} + e \cdot \text{AP} + f \cdot \text{APPO}$$

où SAL est le salaire horaire de l'emploi, POINT, le pointage accordé à l'emploi lors de l'évaluation, PRE, une variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'emploi est à PM et la valeur 0 s'il est à PF, PREPO, le produit PRE\* POINT, AP une variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'emploi appartient au groupe hors-bureau et la valeur 0 s'il est du groupe bureau et APPO le produit de AP\*POINT. Les coefficients a,b,c,d,e et f sont estimés par la régression. Les effets autonomes de la prépondérance masculine et de l'appartenance au groupe hors-bureau sont mesurés par c et e respectivement tandis que les coefficients d et f rendent compte d'un effet d'interaction entre les variables PRE ou AP et le niveau de pointage. L'équation (1) est linéaire. Plusieurs autres versions non linéaires (logarithmique, semi logarithmique quant au salaire, quant au pointage, ajout d'une variable POINT au carré, remplacement de POINT par cette dernière) ont été testées et dans l'ensemble, les résultats se sont avérés statistiquement comparables sinon inférieurs. C'est pourquoi la forme linéaire a été retenue.

L'effet moyen de prédominance masculine, mesuré en pourcentage du salaire, est égal à l'expression  $[(\bar{c} + d \cdot \text{POINTFB}) + \text{SALFB}] \times 100$  où c et d sont produits par la régression, POINTFB est la valeur moyenne du pointage pour les emplois à PF du groupe bureau et SALFB, la valeur moyenne du salaire horaire pour les mêmes emplois. L'effet moyen d'appartenance au groupe hors-bureau, également mesuré en pourcentage du salaire, est égal à l'expression  $[(e + f \cdot \text{POINTFB}) + \text{SALFB}] \times 100$  où e et f sont les valeurs produites par la régression et POINTFB et SALFB sont telles que définies précédemment. Rappelons que l'appartenance au groupe hors-bureau comporte historiquement et numériquement un caractère hautement sexiste: pour l'ensemble des 24 organisations, 95,5% des emplois de ce groupe sont à prédominance masculine (PM).

Certains résultats de l'estimation de l'équation (1) apparaissent au Tableau 1 (col. 2 à 6). Un X dans les colonnes (2) à (4) signifie que le coefficient estimé de la variable concernée a été retenu par la procédure *stepwise*. Un signe négatif indique que l'effet est négatif. Tous les F calculés (24) sont statistiquement significatifs à un seuil critique inférieur à ,01 tandis que sur les 38 coefficients (X) associés à la prédominance ou à l'appartenance et retenus par la procédure *stepwise*, les valeurs calculées de la statistique de Student (test à deux côtés) ont une probabilité inférieure à ,01 dans 24 cas, inférieure à ,05 et égale ou supérieure à ,01 dans 11 cas et sont respectivement de 0,59, 0,67 et 0,10 dans les trois autres cas (il s'agit de cas qui ne seront pas retenus à la section suivante). Ainsi, on détecte la présence significative d'écarts

TABLEAU 1  
Présence d'écart salarial au sexe et ajustements pour les emplois féminins de bureau:  
résultats des analyses de régression (MCO - Stepwise)

ORG.	Équation salariale globale*					Équation des facteurs					Équation salariale masculine		Ratio COL(12)+ COL(7) (13)
	PRÉ (2)	PRÉPO (3)	AP (4)	APPO (5)	R <sup>2</sup> aj. (6)	AJUST. (%) (7)	PRÉ (8)	AP (9)	R <sup>2</sup> aj. (10)	R <sup>2</sup> aj. (11)	AJUST. (%) (12)		
A				X	61,1	6,19		X	86,6	60,0	4,61	0,75	
B	X			X	61,6	-0,84			60,1	75,7	-0,73	0,87	
C			X		94,8	10,71		X	96,3	90,2	11,62	1,08	
D		X			67,7	17,62	X		65,2	57,2	17,02	0,97	
E		X	X	X	58,5	-2,58	X	X	77,1	73,5	-2,19	0,85	
F			X	X	86,7	4,23		X	80,7	91,3	4,46	1,05	
G	X				55,3	7,17	X		66,0	60,0	6,30	0,88	
H		X			58,7	8,45	X		81,3	61,0	8,57	1,01	
I			X	X	54,4	20,45		X	78,6	74,4	23,25	1,14	
J			X	X	81,7	18,95		X	80,9	72,9	18,07	0,95	
K	X			X	60,6	6,30			66,2	57,5	2,57	0,40	
L	X		X	X	86,7	-7,41			95,5	85,6	-7,80	1,05	
M	X		X	X	63,3	11,76		X	90,8	68,2	11,46	0,97	
N	X			X	67,3	9,14	X		88,6	63,5	9,14	1,00	
O			X		85,8	5,27		X	89,5	82,9	5,23	0,99	
P		X			21,6	16,00	X		35,5	3,0	17,27	1,08	
Q		X		X	63,7	2,57			72,2	64,0	2,41	0,94	
R			X	X	85,7	10,02		X	90,4	81,1	10,75	1,07	
S			X	X	93,2	26,41		X	95,2	92,5	25,86	0,98	
T	X	X		X	80,9	-3,95			75,2	90,6	-4,04	1,02	
U	X		X	X	83,0	21,12	X	X	87,5	80,0	21,07	1,00	
V			X	X	60,0	31,85		X	87,4	43,5	33,73	1,06	
W			X	X	78,4	16,37		X	87,5	71,8	16,17	0,99	
X			X	X	85,0	-8,23			77,1	84,4	-7,42	0,90	

\* L'équation salariale globale et l'équation des facteurs sont estimées à partir des emplois masculins et féminins tandis que l'estimation de l'équation salariale masculine ne porte que sur les emplois masculins.

reliés au sexe dans toutes les organisations. On notera également que les termes interactifs PREPO et surtout APPO sont fortement présents indiquant que les effets de prédominance et d'appartenance varient en fonction du pointage des emplois (les mêmes régressions en l'absence de PREPO et APPO ont produit des résultats statistiquement inférieurs aux présents). Les valeurs des coefficients de détermination ajustée ( $R^2$  aj.) varient de ,216 à ,948 pour une moyenne de ,70 (col. 6). Une faible valeur ici n'invalide pas la détection des effets reliés au sexe. Elle signifie toutefois que les variables PRE, PREPO, AP, APPO et POINT contribuent plus ou moins à expliquer la variance observée dans les salaires et il n'y a là aucune surprise parce que la variable POINT a été obtenue par l'application d'un plan d'évaluation entièrement prédéterminé (nombre et nature des facteurs, niveaux et pondérations). Ainsi l'organisation P au Tableau 1 posséderait une structure salariale qui obéit à une toute autre logique que celle véhiculée par le plan utilisé. Enfin, l'écart salarial moyen net relié au sexe dans une organisation est  $\{(c + e + (d + f) \cdot \text{POINTFB}) + \text{SALFB}\} \times 100$  (col. 7) et peut être interprété comme *l'ajustement que devraient recevoir en moyenne les emplois à PF du groupe bureau s'ils étaient payés au même salaire que les emplois à PM du groupe hors-bureau d'un même pointage*.

Avant de retenir comme significatifs les effets détectés par l'équation (1), nous avons estimé avec la même procédure (*MCO-stepwise*) une nouvelle équation dans laquelle nous avons remplacé la variable POINT par les 12 facteurs du plan ( $F_1, F_2, \dots, F_{12}$ ) mesurés par le niveau et non le nombre de points obtenus à l'évaluation et linéairement reliés au salaire. La nouvelle équation est:

$$(2) \text{ SAL} = a + b_1 \cdot F_1 + \dots + b_{12} \cdot F_{12} + c \cdot \text{PRE} + e \cdot \text{AP}$$

Cette équation des facteurs aussi appelée *policy capturing* élimine la pondération prédéterminée du plan tandis que la procédure de *stepwise* permet de laisser de côté les facteurs peu ou non pertinents dans l'explication de la variance des salaires. La présence de variables d'interaction n'a en pratique pas de sens dans la présente spécification; c'est pourquoi seules les variables dichotomiques PRE et AP sont retenues ici. En moyenne, de 2 à 4 facteurs furent sélectionnés en plus de PRE seule (5 fois), AP seule (11 fois) et PRE et AP ensemble (2 fois). Seul le coefficient de AP dans l'organisation E est de signe négatif. Encore ici, tous les F calculés (24) sont statistiquement significatifs à un seuil critique inférieur à ,01. Parmi les 20 coefficients (X) associés à la prédominance ou à l'appartenance et retenus par la procédure *stepwise*, 17 des valeurs calculées des t de Student sont statistiquement significatives à un seuil critique de ,01 (test à deux côtés), 2 autres le sont à un seuil de ,02 et dans le dernier cas, le seuil est de ,137, un cas également non retenu à la section suivante. De plus, dans 17 des 18

organisations où l'un ou l'autre effet relié au sexe est détecté, il s'agit des mêmes effets que ceux révélés par l'équation (1) avec ou sans termes d'interaction. La seule différence concerne l'organisation M où il n'y a plus d'effet associé à PRE et où le coefficient de AP est positif. La valeur moyenne du R<sup>2</sup> ajusté est de ,80 soit une hausse de 10 points de pourcentage par rapport à l'équation (1).

En appliquant le critère de la présence significative de PRE ou AP dans l'équation (2) (col. 8 et 9) et en rejetant les cas où l'ajustement net est inférieur à 3% selon les résultats de l'équation (1) (col. 7), on obtient deux sous-ensembles d'organisations: 17 où on trouve des effets significatifs de prédominance sexuelle ou d'appartenance au groupe hors-bureau, et le sous-ensemble formé de B, E, K, L, Q, T et X, où de tels effets ne peuvent être retenus parce qu'affichant des ajustements jugés peu importants ou statistiquement non significatifs (selon les valeurs des t de Student). Une autre organisation, P, affiche un R<sup>2</sup> ajusté extrêmement faible (21,6) mais nous la retenons à l'étape suivante de l'étude du fait que justement, mis à part l'intercepte, seul le coefficient de la variable PREPO est significatif et cela, malgré diverses spécifications pour en tester la robustesse. Enfin, la moyenne des 17 ajustements, tous positifs, est de 14,22% avec une valeur minimale de 4,23% et une valeur maximale de 31,85% (col. 7).

La section qui suit comparera les ajustements produits par l'application de la méthode de comparaison salariale «emploi (PF) à emploi (PM)» à ceux obtenus par l'application de la méthode «emploi (PF) à courbe (PM)». La courbe salariale des emplois à prédominance masculine peut-être également estimée par régression. Elle diffère de la courbe salariale globale de l'équation (1) en ce qu'elle n'utilise que les observations sur les emplois à PM et, en conséquence, ne comporte pas les termes c\*PRE et d\*PREPO du côté droit. Sa formulation se réduit donc à:

$$(3) \text{ SAL} = a + b \cdot \text{POINT} + e \cdot \text{AP} + f \cdot \text{APPO}$$

Soit le nouveau terme SALFBE égal à l'expression  $[a + e + (b+f) \cdot \text{POINTFB}]$  où a, e, b et f sont les coefficients estimés par la régression pour chacune des organisations et POINTFB, le pointage moyen des emplois à PF de bureau dans chaque organisation. SALFBE est donc le salaire horaire moyen qui serait versé pour les emplois à PF de bureau d'une organisation s'ils avaient comme caractéristiques la prédominance masculine et l'appartenance au groupe hors-bureau. L'écart, et donc l'ajustement requis pour atteindre l'équité salariale, entre le salaire calculé et le salaire horaire moyen actuel, exprimé en pourcentage de ce dernier est donné par l'expression  $[(\text{SALFBE} - \text{SALFB}) + \text{SALFB}] \times 100$ . La colonne (12) du Tableau 1 montre les ajustements ainsi obtenus pour les 24 organisations. Dans le cas du

sous-ensemble des 17 organisations où des écarts liés au sexe avaient précédemment été détectés, ces ajustements sont très près de ceux de la colonne (7)<sup>9</sup>.

La moyenne des valeurs du coefficient de détermination ajusté est de 0,70 comme pour l'équation (1), tandis que la moyenne des ajustements dans le sous-ensemble des 17 organisations est de 14,39% comparativement à 14,22% dans le cas de l'équation (1). Puisque les équations (1) et (3) produisent essentiellement les mêmes résultats, on peut avec confiance recourir à la courbe salariale des emplois masculins, c'est-à-dire à l'équation (3), pour le calcul des écarts individuels reliés au sexe, soit pour la comparaison salariale «emploi à courbe». Pour ce faire, on effectuera le même calcul que précédemment mais cette fois pour chacun des emplois à PF de bureau de chaque organisation en remplaçant, dans l'expression  $[(SALFBE - SALFB) + SALFB] \times 100$ , SALFB et POINTFB par les valeurs propres à chaque emploi.

## LES RÉSULTATS SELON LA MÉTHODE DE COMPARAISON UTILISÉE

L'application des deux méthodes de comparaison expliquées en introduction permet maintenant d'analyser certaines dimensions des ajustements salariaux obtenus par ces méthodes. Nous en avions retenu deux: leur nombre (exprimé en pourcentage du nombre d'emplois à prédominance féminine du groupe bureau) et leur ampleur (exprimée en pourcentage du salaire horaire). Le Tableau 2 présente les données résultant de l'application des deux méthodes pour les 17 organisations qui ont obtenu des résultats statistiquement significatifs lors des analyses de régression visant à détecter la présence d'écarts de salaires liés au sexe.

---

9. Cela se voit plus facilement à la colonne (13) où on a calculé le ratio entre les deux ajustements. Le ratio est supérieur, égal ou inférieur à l'unité selon que l'ajustement à la colonne (12) est supérieur, égal ou inférieur à celui de la colonne (7). Il est en moyenne de 1,07 lorsqu'il excède (8 fois) l'unité et de 0,93 dans le cas contraire (7 fois). Cette différence vient de ce que les régressions portent sur des échantillons de petite taille, ce qui est encore plus vrai dans le cas de l'équation (3) qui n'utilise que les emplois à PM comme observations. Exception faite des 3 grandes organisations déjà mentionnées, avec un nombre moyen de 36,3 observations, ce dernier est de 17,6 dans les 21 organisations restantes, avec un minimum de 12 et un maximum de 24. Ces chiffres ne sont pas modifiés par le fait de retirer du groupe les 7 organisations B,E,K,L,Q,T et X. Il est intéressant de noter que tous les F calculés (24) sont statistiquement significatifs (seuil de ,01). De plus, les coefficients de PRE ou AP de l'équation (2) ont été retenus 24 fois par la procédure *stepwise*. Dans 15 cas, la valeur du t de Student s'est avérée statistiquement significative à un seuil de ,01 tandis que dans 6 autres cas, elle l'était à un seuil de ,05. Enfin, elle le serait dans les trois derniers cas pour des seuils de ,06 (2 fois) et ,10.

TABLEAU 2  
Ajustements salariaux pour les emplois féminins de bureau selon les méthodes  
«emploi à emploi» et «emploi à courbe»

Org.	Emplois N	Prédom. F	Ajustements «emploi à emploi»			Ajustements «emploi à courbe»						
			Ajust. (4)	Ai./F (%) (5)	Moy (8)	Ajust. (9)	Ai./F (%) (10)	Moy (13)				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
A	6	3	2	66,7	5,1	5,7	5,4	2	66,7	4,3	12,2	8,2
C	7	6	6	100,0	5,2	10,0	7,9	6	100,0	8,8	14,3	10,6
D	12	8	8	100,0	4,6	39,2	18,0	8	100,0	6,3	36,3	18,1
F	14	9	7	77,8	2,7	47,0	13,2	5	55,6	4,2	39,1	18,0
G	13	9	5	55,6	6,4	28,2	15,8	7	77,8	0,5	21,6	10,3
H	14	7	5	71,4	1,1	18,2	7,2	7	100,0	0,9	17,4	8,6
I	14	12	11	91,7	9,6	35,1	25,3	12	100,0	9,7	34,9	23,8
J	31	21	14	66,7	7,4	40,0	16,4	21	100,0	4,4	35,8	18,9
M	9	6	6	100,0	4,1	18,1	9,6	6	100,0	8,6	15,0	11,4
N	12	6	5	83,3	7,9	22,4	14,4	5	83,3	4,6	22,6	11,5
O	7	4	4	100,0	2,5	7,0	4,3	4	100,0	3,0	7,3	5,2
P	13	10	10	100,0	3,8	90,6	35,0	10	100,0	7,7	20,6	14,9
R	10	8	8	100,0	0,7	13,0	8,4	8	100,0	2,1	13,9	9,7
S	12	6	4	66,7	17,3	25,2	19,8	6	100,0	18,4	33,9	27,2
U	39	30	23	76,7	3,7	42,5	17,3	30	100,0	6,9	31,9	21,1
V	16	12	8	66,7	4,7	60,3	40,9	12	100,0	12,5	60,5	35,6
W	32	18	8	44,4	10,1	39,6	21,9	15	83,3	10,2	41,8	24,6
Total	261	175	137	1392,7	96,9	542,1	282,4	164	1552,5	113,1	459,1	277,7
moyenne				(81,9)	(5,7)	(31,9)	(16,5)		(91,3)	(6,6)	(27,0)	(16,3)



### **Méthode emploi à emploi**

En appliquant cette méthode inspirée de la loi ontarienne, on trouve qu'en moyenne 81,9% des emplois (col. 5) devraient subir des ajustements salariaux positifs. Ce pourcentage camoufle cependant une grande diversité du nombre d'ajustements moyens par organisation: ceux-ci varient en effet de 44,4% à 100%. En fait, 6 organisations sur 17 (ou 35,3%) devraient ajuster tous leurs emplois à prédominance féminine et 11 (ou 64,7%), devraient en ajuster au moins 75%.

Quant au pourcentage moyen de l'ampleur des ajustements, il dissimule aussi des écarts considérables entre les organisations. Les ajustements moyens varient de 4,3% à 40,9%, avec une moyenne de 16,5% (col. 8) et 11 organisations sur 17 (ou 64,7%) devraient accorder des augmentations salariales moyennes de 10% et plus.

La grande diversité observée dans la situation des organisations face aux ajustements salariaux découle probablement du type d'emplois retenus et des caractéristiques particulières à chaque organisation mais il ne nous était pas possible, dans le cadre de cet article, d'approfondir cette question. Passons maintenant aux résultats obtenus avec la méthode de la valeur proportionnelle ou «emploi à courbe».

### **Méthode emploi à courbe**

À l'application de cette seconde méthode, la proportion moyenne d'emplois de bureau à PF devant être ajustés est de 91,3% comparativement à 81,9% avec la méthode «emploi à emploi» (col. 10). Ici aussi, on remarque une grande diversité dans la situation des 17 organisations: les pourcentages varient de 55,6% (vs 44,4%) à 100%. Par ailleurs, 12 organisations sur 17 (ou 70,6%) devraient dorénavant ajuster 100% de leurs emplois de bureau à PF comparativement à 6 (ou 35,3%) avec la méthode emploi à emploi. Le passage de la première à la deuxième méthode fait diminuer le pourcentage d'emplois ajustés dans une organisation, soit F, le fait augmenter dans 8 et n'apporte aucun changement dans les 8 autres organisations (dans 6 d'entre elles, le pourcentage était déjà de 100%).

Une étude plus approfondie révèle que dans 94,1% des cas (16 organisations sur 17), tous les emplois ajustés selon la première méthode le seraient aussi selon la deuxième. Quant à l'organisation restante, le passage de la première à la seconde méthode fait perdre 2 ajustements sur 7. Les 3 organisations qui comptent plus de 30 emplois à PF dans le groupe bureau voient augmenter considérablement leur pourcentage d'ajustements (col. 4 et 10). Le nombre total des emplois à

PF ajustés avec la méthode «emploi à courbe» est de 164 contre 137 avec la méthode «emploi à emploi», ce qui représente 27 ajustements de plus dont 21 dans les seules 3 grandes organisations. Ce chiffre net comporte en fait 29 ajustements de plus et 2 de moins. Exprimé en pourcentage, l'augmentation du nombre d'emplois ajustés est de 19,7% pour le sous-ensemble des 17 organisations (27 sur 137). Il est toutefois de 46,6% pour les seules 3 grandes organisations (21 sur 45) et de 6,5% pour les 14 autres (6 sur 92).

Quant à l'ampleur des ajustements moyens par organisation, elle varie de 5,2% à 35,6% (col. 13) avec une moyenne pratiquement identique (16,3%) à celle obtenue par la méthode «emploi à emploi» (16,5%). Ce résultat ne surprend pas vraiment et ce, pour plusieurs raisons. D'abord, les emplois appariés par la première méthode pouvaient l'être soit au pair (avec des emplois à PM de valeur égale) soit à la baisse (avec des emplois à PM de valeur inférieure). Dans le premier cas, les ajustements produits par le passage à la seconde méthode peuvent, comme nous l'avons déjà souligné, être supérieurs, inférieurs ou égaux. Cela reste vrai en moyenne même si les pointages utilisés à l'application de la méthode «emploi à emploi» ont été arrondis à la dizaine près (0 à 4 = 0 et 5 à 9 = 10). Dans le second cas (appariement à la baisse), l'application de la méthode «emploi à courbe» devrait exercer un effet à la hausse sur la moyenne des ajustements. Par contre, rien ne permet de dire que les nouveaux cas d'ajustements résultant du passage à la seconde méthode seront plus grands, plus petits ou égaux à la moyenne qui aurait prévalu en leur absence. Ainsi, on ne peut dire a priori que les moyennes devraient différer, ni dans quelle direction pourrait aller la différence.

Enfin, 76,4% des organisations (13 sur 17) devraient accorder des augmentations moyennes de 10% et plus (col. 13) comparativement à 64,7% (11 sur 17) avec la première méthode. Le passage de la première à la deuxième méthode fait augmenter la valeur des ajustements moyens (col. 13) dans 11 des 17 organisations, incluant les trois plus grandes, la fait diminuer dans 5 et la laisse inchangée dans une. Si on exclut les nouveaux cas d'ajustements, 58% des 134 ajustements produits par la méthode «emploi à emploi» augmentent en passant à l'autre méthode contre 42% qui diminuent. Si on s'en tient seulement aux emplois appariés à la baisse avec la première méthode (soit 66 sur 134), on compte alors autant de hausses que de baisses d'ajustements salariaux (31 contre 30) pour des variations, en points de pourcentage, également semblables (8,9 contre -8,3). Toutefois, en excluant deux cas (un de chaque côté) de variations extrêmes et, à notre avis, douteuses, on compte maintenant 30 hausses contre 26 baisses pour des variations respectives de 8,1 et -3,8 points de pourcentage.

En résumé, on remarque que le passage d'une méthode à l'autre fait augmenter le pourcentage d'emplois ajustés de 81,9% à 91,3% (col. 5 et 10) ainsi que le nombre d'organisations devant dorénavant ajuster tous leurs emplois (de 35,3% à 70,6%). Cependant le deuxième indicateur retenu (la moyenne des ajustements salariaux) connaît peu de variation peu importe la méthode utilisée.

## CONCLUSION

Le but de cet article était de comparer les résultats, par rapport à deux indicateurs, de l'application de deux méthodes de comparaison des emplois pour réaliser l'équité salariale dans les organisations. Les deux indicateurs retenus sont la proportion d'emplois à prédominance féminine (PF) dont le salaire horaire serait ajusté à la hausse et l'ampleur, mesurée en pourcentage du salaire, des ajustements. Les deux méthodes sont la méthode «emploi à emploi» et la méthode «emploi à courbe». Parce qu'elle produit automatiquement, par simple projection des tendances observées, des combinaisons salaire-pointage à prédominance masculine (PM) pour tout pointage, la seconde méthode apparaît supérieure à la première en ce qu'elle garantit un appariement avec un emploi à PM (projeté) pour chaque emploi à PF (observé), ce qui pourrait faire augmenter le nombre des ajustements et, dans le cas des appariements affectués à la baisse avec la méthode «emploi à emploi», en rehausser le montant. L'échantillon initial comptait 24 organisations et les comparaisons salariales se font entre les emplois à PF de bureau et l'ensemble des emplois à PM.

Avant de comparer les résultats des deux méthodes, nous avons voulu vérifier la présence significative d'écarts salariaux associés au sexe dans les organisations. De tels écarts peuvent découler de la prédominance sexuelle des emplois (PM vs PF) indépendamment du groupe d'emplois, ou de l'appartenance au groupe lui-même lorsqu'entre deux groupes la démarcation est fortement associée au sexe comme c'est le cas dans la grande majorité des organisations participantes, le groupe bureau étant majoritairement à PF et le groupe hors-bureau presque exclusivement à PM.

Ces vérifications ont été effectuées au moyen de la régression (*MCO-stepwise*) sur deux formulations de fonctions de salaires utilisant les observations sur les emplois à PM et ceux à PF. Il ressort de ces estimations que sur les 24 organisations, 17 (ou 70%) affichent des écarts salariaux statistiquement significatifs et tous sont à l'avantage du sexe masculin, la moyenne étant de 14%.

Deux autres résultats sont également d'un certain intérêt. D'abord, la méthode «emploi à courbe» utilisant l'équation des salaires pour les emplois à PM seulement, nous avons recalculé les écarts salariaux à partir d'une telle équation. Le résultat est une série d'écarts tout à fait semblables à ceux obtenus à partir de l'estimation de l'équation des salaires pour l'ensemble des emplois. Il ne semble donc pas que l'utilisation des seuls emplois à PM introduise de biais dans la mesure des écarts comparativement à ceux mesurés par l'équation salariale globale.

Ensuite, les écarts, et conséquemment les ajustements salariaux nécessaires pour réaliser l'équité salariale, varient avec le niveau de pointage (la valeur) des emplois à PF comme le suggère la présence significative des termes d'interaction PREPO et APPO dans l'équation salariale globale (ou APPO dans l'équation salariale masculine). Seulement 5 des 17 organisations retenues ne comportent pas de phénomènes d'interaction statistiquement significatifs (col. 2 à 4, Tableau 1). La spécification d'une équation salariale masculine dans la méthode emploi à courbe devrait donc inclure a priori un tel terme (APPO) sans présumer de la direction d'un tel effet.

Les résultats obtenus suite à l'application des deux méthodes de comparaisons salariales (emploi à emploi et emploi à courbe) au sous-ensemble des 17 organisations où des écarts significatifs ont été détectés, révèlent que la moyenne des ajustements salariaux ne varie pratiquement pas, peu importe la méthode utilisée. Toutefois, il y a eu davantage de hausses (58%) que de baisses (42%) en passant de la première à la deuxième méthode. Il y a également certaines indications à l'effet que les emplois qui ont été appariés à la baisse avec la méthode «emploi à emploi» y gagneraient en moyenne en montants d'ajustements mais ces résultats demeurent très fragmentaires. Ainsi, on ne peut conclure à la supériorité d'une méthode en particulier quant à l'ampleur des ajustements, du moins en ce qui concerne le groupe des organisations étudiées.

La méthode «emploi à courbe» semble cependant supérieure en ce qui concerne la proportion d'emplois ajustés, en particulier dans les trois organisations où le nombre d'emplois à PF de bureau était le plus élevé (18, 21 et 30 contre 12 et moins dans les 14 autres organisations). Ces grandes organisations connaissent en effet une hausse moyenne du nombre d'emplois ajustés de 46,6% comparativement à 10,1% pour les autres.

La méthode «emploi à courbe» présente toutefois certaines limites. D'un point de vue statistique, plus le nombre d'emplois à PM est faible (il faut entendre ici les emplois de nature réellement différente) et plus la marge d'erreur des projections pointage-salaire est élevée. Dans plusieurs des organisations qui ont participé à l'étude, le nombre

minimum d'emplois à prédominance sexuelle requis était parfois, surtout pour le groupe bureau tel que nous l'avons balisé, à la limite des emplois admissibles malgré le fait que les organisations comptaient plus de 100 employées et employés. Mentionnons par ailleurs que même si la méthode «emploi à courbe» utilise des salaires projetés pour les emplois à PM contrairement à la méthode «emploi à emploi» qui utilise les salaires réels, ceci ne rend pas la première méthode moins fiable. Sur le plan statistique, ce serait même plutôt le contraire parce que cette méthode limite, en principe, l'influence des cas extrêmes ou hors-normes.

Les résultats obtenus à l'aide de la méthode «emploi à courbe» peuvent être plus difficiles à comprendre et sont donc plus difficilement acceptables par les personnes intéressées. Or la confiance, entre les parties bien sûr, mais également dans les instruments et techniques utilisés, constitue un élément primordial dans la réussite d'un programme d'équité salariale. Ceci demeure vrai même en l'absence d'obligation légale, pour l'employeur, de faire participer les employées et les employés à l'opération ou de les informer.

Enfin, il n'y a pas non plus qu'une seule version de la méthode «emploi à emploi». Nous avons voulu, dans cette étude, nous rapprocher le plus possible de la version ontarienne du *Pay Equity Act*, mais d'autres mécaniques peuvent être envisagées. La version ontarienne permet d'ailleurs des regroupements d'emplois (*job categories*) aux fins des comparaisons salariales avec des ajustements en bloc par la suite. Bien que cette option vise avant tout à minimiser les distorsions à l'intérieur de groupes d'emplois plus ou moins «homogènes» ou encore très liés, elle peut également permettre des ajustements pour des emplois à PF non appariés. Quelle que soit cependant la version de la méthode «emploi à emploi» retenue, la méthode «emploi à courbe» pourrait être utilisée pour en vérifier les résultats quant au nombre d'emplois à prédominance féminine laissés de côté par l'application de la méthode «emploi à emploi». Cette prudence serait particulièrement indiquée dans les grandes organisations ou encore lorsque le nombre d'emplois distincts à prédominance d'un sexe ou l'autre est élevé (par exemple, plus de 30).

## RÉFÉRENCES

CHICHA-PONTBRIAND, Marie-Thérèse et Daniel CARPENTIER. 1990. *Document de consultation sur l'équité salariale*. Montréal: Commission des droits de la personne du Québec.

DÉOM, Esther. 1990. «La lutte à la discrimination dans le cadre de la Charte des droits et libertés de la personne du Québec». R. Blouin, dir. *Vingt-cinq ans de*

*pratique en relations industrielles au Québec*. Cowansville: Les Éditions Yvon Blais.

GRAMS, R. et D.P. SCHWAB. 1985. «An Investigation of Gender-Related Error in Job Evaluation». *Academy of Management Journal*, vol. 28, 279-290.

GUNDERSON, Morley et W. Craig RIDDELL. 1986. «Discrimination, égalité des salaires et égalité des chances au sein du marché du travail». *Le travail et le salaire: le marché du travail au Canada*. Étude no 17, Commission McDonald, Ottawa: Approvisionnement et Services Canada, 247-301.

MOUNT, M.K. et R.A. ELLIS. 1987. "Investigation of Bias in Job Evaluation Ratings of Comparable Worth Study Participants". *Personnel Psychology*, vol. 40, 85-96.

ONTARIO MINISTRY of LABOUR. 1990. *Policy Directions Amending the Pay Equity Act*. Discussion Paper. Toronto: Ministry of Labour.

SCHWAB, D.P. et H.G. HENEMAN. 1984. «Assessment of Consensus-Based Multiple Information Source Job Evaluation System». Paper delivered at the Annual Meeting of the Academy of Management. Boston.

## ***Pay Equity and Job Comparisons***

Québec was the first Canadian jurisdiction to legislate on pay equity. It did so through the adoption of the *Charter of Rights and Freedom*, in 1976, a passive legislation since it is based on complaints. It seems to be a matter of time before the Québec Government passes a pro-active legislation on pay equity and, in doing so, it will likely draw its inspiration from the *Pay Equity Act* (PEA) passed by the Ontario Government in 1987. One of PEA important feature is the emphasis on institutional structures and practices in determining the appropriate unit for the purpose of achieving pay equity. In practice, such units will often match up with the usual job families (e.g. clerical or office vs production jobs). However, the historical development of jobs families is intertwined with the evolution of occupational segregation between men and women in the labour markets.

This paper looks at the results of two methods of making pay comparisons between predominantly female and predominantly male jobs: the "job to job" approach, designed in a way similar to the provisions of the PEA in Ontario and the "job to line" approach, a more comprehensive one. The results are drawn from the analysis of data from 24 public and private organizations (excluding provincial and federal public sectors) in the province of Québec, with 100 or more employees and having both office and non office (production or maintenance) job families. All these organizations already used job evaluation as part of their wage determination process. The value of each job was established by using a point-factor, gender-neutral job evaluation plan. Various regression analysis were conducted to check for and measure wage discrimination. Among the 24 organizations, 17 (or 70%) were found to have wage differentials related to sex between office female jobs and all male jobs. Wage differentials are said gender-

biased if associated with differences in the sex composition of jobs or jobs families. The average hourly wage differential amounted to 14%.

Results from the two methods of wage comparisons, that is job to job versus job to line comparisons, show that the latter raises the number of predominantly female office jobs to be adjusted under a pay equity operation especially in the larger organizations. There does not appear to be any significant difference however between mean wage adjustments produced by one method or the other.

### GESTION Revue internationale de gestion

Volume 17, n° 1, février 1992

Directrice et rédactrice en chef : Francine Séguin

#### SOMMAIRE

Politique éditoriale. Note de la rédactrice en chef. Résumés. *Entre la "paralysie par l'analyse" et "l'extinction par l'instinct"* – Ann LANGLEY. *L'entreprise québécoise : quarante ans d'évolution* – Roger CHARBONNEAU. *Gérer le marginal* – Patrick S. NUGENT. *Gérer des employés qui font problème, une habileté à développer* – Alain RONDEAU et François BOULARD. *Qualité totale : comment Hydro-Québec se propose d'y arriver* – Jean-Marie GONTHIER. Dossier : *gérer la carrière des femmes : Introduction* – Francine HAREL GIASSON. *Débuts de carrière au féminin* – Francine HAREL GIASSON et Marie-Françoise MARCHIS-MOUREN. *Carrières de femmes cadres au mitant de la vie* – Marie-Michèle GUAY. *Les entreprises et la carrière des femmes* – Michèle POIRIER.

**Gestion. Revue internationale de gestion** est publiée 4 fois l'an (février, mai, septembre et novembre) par l'École des Hautes Études Commerciales de Montréal. Les bureaux de l'administration sont au 5255 ave Decelles, Montréal, Québec, H3T 1V6.

Abonnement annuel (4 numéros) au Canada : 1 an: 37 \$, 2 ans: 60 \$, 3 ans: 78 \$. Autres pays : 1 an: 55 \$ (can.), 2 ans: 80 \$, 3 ans: 115 \$.