

Recherches sociographiques



Les inégalités salariales entre les travailleurs des deux sexes : effet de qualification ou effet de statut?

Michel De Sève et Marlen Carter

Volume 21, numéro 3, 1980

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/055892ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/055892ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Département de sociologie, Faculté des sciences sociales, Université Laval

ISSN

0034-1282 (imprimé)

1705-6225 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

De Sève, M. & Carter, M. (1980). Les inégalités salariales entre les travailleurs des deux sexes : effet de qualification ou effet de statut? *Recherches sociographiques*, 21(3), 253–282. <https://doi.org/10.7202/055892ar>

Résumé de l'article

Cet article tente d'expliquer les inégalités entre les travailleurs féminins et masculins. Se basant sur un échantillon d'employés de la Fonction publique du Québec, la recherche compare l'influence de facteurs caractérisant successivement la compétence professionnelle des répondants et quelques-uns de leurs statuts sociaux. On montre d'abord que les femmes reçoivent des salaires inférieurs, autant parce que leur scolarité joue un rôle moins important dans la détermination de leur salaire que parce que cette scolarité est moins élevée. On étudie ensuite l'influence de trois statuts sociaux pouvant affecter la relation entre scolarité et salaire : le statut matrimonial, la position hiérarchique et la catégorie professionnelle. De ces trois statuts, la catégorie professionnelle réduit le plus les écarts de rendement de la scolarité entre les deux sexes. La persistance de ces écarts chez les employés de bureau suggère que la recherche sur les inégalités entre les travailleurs féminins et masculins doit privilégier l'étude des membres subalternes des organisations plutôt que celle des professionnels ou des cadres.

LES INÉGALITÉS SALARIALES ENTRE LES TRAVAILLEURS FÉMININS ET MASCULINS : EFFET DE QUALIFICATION OU EFFET DE STATUT ?

Cet article tente d'expliquer les inégalités entre les travailleurs féminins et masculins. Se basant sur un échantillon d'employés de la Fonction publique du Québec, la recherche compare l'influence de facteurs caractérisant successivement la compétence professionnelle des répondants et quelques-uns de leurs statuts sociaux. On montre d'abord que les femmes reçoivent des salaires inférieurs, autant parce que leur scolarité joue un rôle moins important dans la détermination de leur salaire que parce que cette scolarité est moins élevée. On étudie ensuite l'influence de trois statuts sociaux pouvant affecter la relation entre scolarité et salaire : le statut matrimonial, la position hiérarchique et la catégorie professionnelle. De ces trois statuts, la catégorie professionnelle réduit le plus les écarts de rendement de la scolarité entre les deux sexes. La persistance de ces écarts chez les employés de bureau suggère que la recherche sur les inégalités entre les travailleurs féminins et masculins doit privilégier l'étude des membres subalternes des organisations plutôt que celle des professionnels ou des cadres.

Les salaires se présentent comme un indicateur privilégié pour le chercheur désireux d'étudier les inégalités dans une société : ils manifestent la réussite sociale (PARSONS, 1954), permettent l'accès aux styles de vie distinguant les classes sociales (PARSONS, 1977) et, même, conditionnent l'éveil de la conscience de ces classes (ROBINSON et KELLEY, 1979). Les inégalités salariales entre les travailleurs des deux sexes constituent maintenant une régularité empirique bien établie. (Laboratoire sur la répartition et la sécurité du revenu, 1978; ARMSTRONG et ARMSTRONG, 1975; SUTER et MILLER, 1973; SULLEROT, 1973; SWAFFORD, 1978.) Par contre, l'importance relative des divers facteurs pouvant rendre compte de ces disparités a été moins souvent étudiée par les sociologues québécois ; sans doute ceux-ci ont-ils rarement pu disposer des renseignements permettant une analyse simultanée chez les mêmes individus de plusieurs de ces facteurs.

De multiples explications de ces inégalités ont été proposées : moindre qualification professionnelle, conflits entre les rôles familiaux et occupationnels,

discrimination, segmentation du marché des emplois, etc. Cet article se propose d'examiner la fécondité de deux façons de raisonner sur ces inégalités: une première façon mettant l'accent sur la compétence professionnelle et une seconde accordant plus d'importance aux statuts sociaux et professionnels des travailleurs. Cependant, comme le montrera l'article, l'emploi de ces deux paradigmes comporte une importante limitation: s'ils tiennent compte des «qualités» des acteurs sociaux affectant les inégalités, ils ne révèlent pas la nature des processus sociaux sous-tendant les relations entre les variables étudiées. (BLUMER, 1956.)

Population observée et ampleur du phénomène

Les informations utilisées dans cet article ont été obtenues lors d'une enquête dans un ministère de la Fonction publique du Québec en 1976.¹ L'échantillon observé comprend des cadres supérieurs (68 répondants), des professionnels (310 répondants) et des employés de bureau (439 répondants); lors de l'analyse, les informations fournies par les membres de ces trois catégories ont été pondérées de façon à refléter leur importance relative dans la population étudiée. L'examen des caractéristiques des répondants et celles, présumées, des non-répondants a montré que peu de différences distinguent sans doute l'échantillon recueilli et la population, et que, si de telles différences existent, elle tendent à sous-évaluer les différences entre les deux sexes.

Il est certain que le caractère limité de ces observations ne permet pas de proposer une explication générale des inégalités salariales entre les travailleurs des deux sexes. Cependant, la position de «l'entreprise» étudiée sur le marché du travail en fait un cas exemplaire, presque typiquement idéal. Se consacrant à l'administration de services publics, l'organisation étudiée fait partie du secteur tertiaire qui regroupe la majorité des femmes (Conseil du statut de la femme, 1978: 247); les emplois qu'elle offre aux femmes reflètent donc le type de professions que celles-ci exercent de plus en plus. (BARRY, 1977.) L'appartenance de l'organisation à la Fonction publique présente également un avantage: bien que possédant une certaine autonomie, cette organisation doit utiliser le même système de gestion du personnel que les autres «filiales» de ce secteur d'emploi, et il n'est pas déraisonnable de croire que ce système produit les mêmes effets dans ces autres filiales que ceux constatés dans ce ministère. (BHÉRER, 1976.) De plus, depuis les années 1960, la Fonction publique du Québec est le lieu privilégié d'implantation d'une idéologie technocratique et méritocratique favorable au principe de l'égalité des chances et à une gestion du personnel tenant compte de la compétence professionnelle (SIMARD, 1977; PARSONS, 1977); il devrait donc être particulièrement facile d'expliquer les inégalités de rémunération entre les fonctionnaires des deux sexes par des différences de «ressources humaines».

1. Il s'agit de la même population que celle étudiée par S. LANGLOIS (1977); le lecteur appréciera mieux les limites du présent article en le comparant à celui de Langlois, qui met l'accent sur les processus sociaux et les relations sociales produisant les inégalités entre les deux sexes.

Lors de leur entrée au ministère,² les femmes recevaient un salaire moyen égal à 77% de celui des hommes. (Voir le tableau 1.) La comparaison de la distribution des salaires chez ces deux catégories de travailleurs montre qu'il aurait été nécessaire d'améliorer la position salariale de plus de 29% des employés féminins pour que la répartition des salaires soit semblable chez les femmes et les hommes.³ Ces deux quantités sous-estiment cependant l'écart salarial entre les deux sexes car les employés masculins ont débuté dans l'organisation à une période plus reculée et leurs salaires reflètent le niveau moins élevé des rémunérations de ces années lointaines.⁴ Aussi n'est-il pas surprenant de constater une augmentation de cet écart si les répondants sont répartis selon leur année d'entrée. Chez les employés féminins ayant débuté après 1968, l'écart est supérieur à 30%, et de 36% à 43% de ceux-ci auraient dû changer de classe salariale pour que les courbes salariales des deux sexes coïncident.⁵

L'évolution des indices selon la période de l'entrée montre même un accroissement des inégalités chez les membres les plus récemment entrés au service de l'organisation. Le type d'informations disponibles ne permet pas

TABLEAU 1

*Salaire annuel moyen lors de l'entrée dans l'organisation,
selon le sexe et la période d'entrée.
(en dollars)*

	PÉRIODE D'ENTRÉE						TOTAL	
	1967 et avant		1968-1973		1974-1976		F	H
	F	H	F	H	F	H		
SALAIRE MOYEN	2 716	3 665	4 815	7 144	6 647	9 817	5 181	6 761
$(\bar{S}_f/\bar{S}_h) \times 100$	75.1		67.4		67.7		76.6	
INDICE DE DISSIMILITUDE	18.2		36.2		43.2		29.5	

2. L'article utilise les salaires lors de l'entrée au ministère parce que ceux-ci permettent d'arriver aux mêmes conclusions que l'examen des salaires actuels, mais en utilisant un nombre moindre de facteurs explicatifs.

3. L'indice de dissimilitude de Duncan fut utilisé pour comparer les différences entre les distributions des salaires des deux sexes répartis en classes de mille dollars; l'interprétation de cet indice est démontrée dans: C.F. CORTESE, R.F. FRANK et J.K. COHEN (1976).

4. 20% des femmes seulement ont joint l'organisation avant 1968 comparativement à 34% des hommes.

5. L'étendue de cet écart est similaire à celui constaté par J. BHÉREZ (1976) et G. LAPOINTE (1963).

d'interpréter cette augmentation des inégalités comme un reflet de l'évolution historique de la position relative des femmes et des hommes : ces informations indiquent cependant que, dans la population étudiée, les écarts salariaux entre les deux sexes sont aussi présents chez les plus jeunes que chez les plus âgés et ne relèvent donc pas nécessairement d'une époque révolue.

I. LE RÔLE DE LA QUALIFICATION PROFESSIONNELLE

Les services du personnel de la Fonction publique du Québec font continuellement des efforts pour que seule la compétence professionnelle des fonctionnaires soit considérée lorsqu'ils leur attribuent des postes, fixent leur rémunération ou déterminent les étapes de leur carrière. Si ces efforts ont eu quelque succès, la relation entre compétence professionnelle et salaire devrait être la même chez les employés des deux sexes. Dans un premier temps, nous nous attacherons donc à vérifier si un modèle tenant compte des seules ressources humaines individuelles (THUROW, 1969) permet d'expliquer les inégalités salariales déjà constatées. Pour caractériser ces ressources professionnelles, deux types d'indicateurs principaux seront utilisés : la scolarité et diverses facettes de l'expérience du marché du travail des répondants. Il est certain que ces deux types d'indicateurs n'épuisent pas la réalité désignée par les notions de qualification ou de compétence professionnelle, mais ils permettent un premier regard sur la situation, suffisamment suggestif pour orienter utilement des recherches ultérieures.

A) *Technique d'analyse*

L'étude du rôle de la scolarité et de l'expérience tentera de distinguer deux aspects de l'influence de ces caractéristiques : d'une part, l'influence des inégalités de scolarité ou d'expérience et, d'autre part, les conséquences d'un impact différent de ces deux caractéristiques sur les salaires chez des femmes et des hommes. Dans ce but, chacun des deux groupes d'employés sera caractérisé par une équation de régression reliant le salaire et les indicateurs de la compétence professionnelle retenus. Ainsi, si le modèle utilisait deux caractéristiques professionnelles pour expliquer les salaires (soient E et A, par exemple), il serait possible d'exprimer le salaire moyen des femmes et des hommes (\bar{S}_f et \bar{S}_h respectivement) par deux équations de régression reliant ces salaires moyens aux moyennes des deux caractéristiques chez les femmes et les hommes (les indices « f » et « h » permettant de connaître la sous-population considérée) :

$$(1) \quad \bar{S}_f = a_f + b_f \bar{E}_f + c_f \bar{A}_f$$

$$(2) \quad \bar{S}_h = a_h + b_h \bar{E}_h + c_h \bar{A}_h$$

L'examen de ces deux équations suggère que les deux variables indépendantes peuvent jouer un rôle différent par rapport aux salaires de deux façons : en étant moins élevées dans un groupe que dans l'autre (par exemple si $\bar{E}_f < \bar{E}_h$) ou en ayant un moindre impact sur le salaire (par exemple si $b_f < b_h$).

Une comparaison systématique de l'importance de ces deux types d'effets est possible si l'écart salarial moyen entre les travailleurs des deux sexes est exprimé en soustrayant l'équation (1) de l'équation (2) :

$$\begin{aligned}
 (3) \quad (a) \quad \bar{S}_h - \bar{S}_f &= [b_f (\bar{E}_h - \bar{E}_f) + c_f (\bar{A}_h - \bar{A}_f)] \\
 (b) \quad &+ [\bar{E}_f (b_h - b_f) + \bar{A}_f (c_h - c_f)] \\
 (c) \quad &+ [(b_h - b_f) (\bar{E}_h - \bar{E}_f) + (c_h - c_f) (\bar{A}_h - \bar{A}_f)] \\
 (d) \quad &+ (a_h - a_f)
 \end{aligned}$$

Comme le montre l'équation (3), quelques transformations algébriques permettent d'exprimer l'écart salarial entre les deux sexes en quatre composantes :⁶

- la composante 3a représente la partie de l'écart salarial attribuable à une inégale possession des caractéristiques (telle que reflétée par la différence des moyennes de ces caractéristiques) évaluée selon l'incidence de ces caractéristiques chez les femmes. (Ce que les femmes gagneraient de plus si leur scolarité ou leur expérience augmentaient de façon à atteindre le niveau de ces caractéristiques chez les hommes.)
- la composante 3b représente la partie de l'écart salarial attribuable à une différence d'incidence des mêmes caractéristiques chez les deux groupes, telle que reflétée par la différence entre les coefficients de régression. (Ce que les femmes gagneraient de plus si leur scolarité ou leur expérience demeuraient à leur niveau actuel mais étaient évaluées de la même façon que chez les employés masculins.)
- la composante 3c représente la partie de l'écart salarial attribuable simultanément aux inégalités de qualification et d'évaluation de cette qualification.
- la composante 3d représente la partie de l'écart salarial attribuable à des caractéristiques non incluses dans les équations.⁷

6. Nous utilisons un modèle de décomposition des différents types d'effets associés aux mêmes variables distinct de celui suggéré par DUNCAN (1969) pour étudier la source des inégalités de statut entre Noirs et Blancs aux U.S.A. et utilisé par SUTER et MILLER (1973) pour analyser les différences de revenu entre les femmes et les hommes ; il en diffère principalement en permettant de répartir entre les variables du modèle la quantité qui, selon Duncan, mesure la « discrimination ». Pour une présentation plus complète, voir : BLINDER (1973) et, surtout, ALTHAUSER et WIGLER (1972).

7. Il s'agit là de l'interprétation la plus courante : dans une équation de régression, les constantes donnent une indication de la valeur de la variable à expliquer quand les variables

Deux dernières remarques compléteront cette présentation du modèle formel de comparaison et faciliteront la compréhension de son application :⁸

- $(\bar{S}_h - \bar{S}_f)$ étant positif, un terme positif dans le membre de droite de l'équation (3) indiquera qu'il contribue à cette quantité et, de cette façon, dénote un avantage pour les hommes; inversement, un terme négatif signifiera un élément du modèle avantageant les femmes;
- plutôt que de présenter le modèle en valeurs absolues, les quantités seront exprimées en pourcentage du salaire masculin moyen (\bar{S}_h); il sera alors plus facile d'évaluer l'apport de chaque élément du modèle à l'écart entre les salaires féminins et masculins.

B) *Caractéristiques retenues*

Pour analyser l'écart salarial entre les employés des deux sexes, cinq caractéristiques des répondants seront utilisées : l'année d'entrée dans l'organisation, la scolarité et trois composantes de l'expérience de travail.

L'année d'entrée. Le tableau 1 a déjà permis de constater l'influence de la période d'entrée sur le niveau moyen des salaires. Cette influence a été contrôlée de deux façons : d'une part en considérant une période d'entrée plus courte et plus homogène, soit celle de 1968 à 1976 et, d'autre part, en introduisant cette variable dans le modèle (de façon à ce que les années d'entrée et les salaires corrèlent positivement).

La scolarité. Le type d'études des répondants n'étant pas connu, le nombre d'années de scolarité a été retenu comme variable explicative. Afin de fixer le point zéro de cette variable à un niveau de scolarité moins arbitraire que l'absence totale de scolarité, nous avons attribué à sept ans de scolarité ou moins la valeur zéro; les coefficients de régression associés à la scolarité reflètent donc le « rendement » des années d'études post-élémentaires.

Les années d'expérience. L'expérience du marché du travail a permis de créer deux variables distinctes : les années d'expérience du marché extérieur à la Fonction publique du Québec et les années d'expérience dans la Fonction

indépendantes ne sont pas présentes ou actives (prennent la valeur zéro). Nous serions plutôt tentés d'interpréter ce terme comme un signe des limites de fonctionnement interne du système de variables utilisées, c'est-à-dire comme un signe des contraintes plus générales empêchant la logique du sous-système de variables considérées explicitement de dépasser les limites du socialement « acceptable »!

8. Le modèle ne tient compte que des effets linéaires, indépendants et directs des variables jugées pertinentes; la technique proposée par Duncan permettait de tenir compte des effets indirects; cependant, ayant appliqué cette technique, nous avons constaté que ces effets indirects avaient peu d'ampleur et ne modifiaient pas l'ordre d'importance des variables explicatives; de la même façon, les effets d'interaction entre divers aspects de l'expérience sont apparus négligeables (moins de 1% de variance supplémentaire expliquée).

publique, antérieures à l'entrée dans le ministère étudié. Il a été souvent supposé que les interruptions de carrière des femmes affectaient leur réussite professionnelle. (Laboratoire sur la répartition et la sécurité du revenu, 1978 ; SUTTER et MILLER, 1973.) Pour caractériser la continuité de l'expérience professionnelle antérieure à l'entrée dans la Fonction publique, trois variables auxiliaires ont permis de distinguer trois types de carrière : une carrière continue, une carrière comportant au plus une courte interruption (moins d'un an) et une carrière comportant au moins une longue interruption (plus d'un an). La catégorie résiduelle de ces trois variables auxiliaires étant formée des répondants ne possédant pas d'expérience, c'est par rapport à ceux-ci que les coefficients de régression de ces trois variables prennent leur sens.⁹

C) Premiers résultats

L'examen des moyennes des variables retenues pour caractériser la « compétence » des répondants révèle que les employés masculins sont dans une meilleure situation que leurs collègues féminins : leur scolarité et la durée de leur expérience extérieure à la Fonction publique sont plus élevées ; leur présence sur le marché du travail a été plus souvent continue et ils ont connu de longues interruptions de carrière moins fréquemment. (Voir le tableau 2.) Les femmes, par contre, sont avantagées par rapport à trois caractéristiques : elles sont entrées plus récemment dans l'organisation, elles ont travaillé dans la Fonction publique un peu plus fréquemment et ont interrompu leur vie professionnelle de façon brève un peu moins souvent que les hommes.

La position désavantageuse des répondants féminins apparaît également si nous considérons les coefficients de régression ; ainsi que l'indiquent les coefficients de régression standardisés, quatre des sept variables sont plus fortement reliées aux salaires : à elles seules, l'année d'entrée, la scolarité et les années d'expérience expliquent plus de 80% des variations de salaire expliquées par l'ensemble des variables. Or les coefficients bruts de ces quatre caractéristiques sont plus élevés chez les répondants masculins ; ainsi, par exemple, une augmentation d'un an de scolarité chez les employés féminins entraîne en moyenne une augmentation de salaire de \$441 alors que la même augmentation est associée à une hausse de salaire de \$680 chez les employés masculins. Le moindre salaire moyen des femmes traduit donc une situation doublement désavantageuse : en plus d'être moins scolarisées et expérimentées, elles retirent moins d'avantages salariaux de ces mêmes caractéristiques.

9. Le petit nombre d'interruptions de carrière chez les répondants lors de leur présence dans la Fonction publique n'a pas permis de définir des variables caractérisant la continuité de la carrière dans la Fonction publique. (Moins de 10% des répondants parmi ceux qui ont interrompu leur carrière l'ont fait durant qu'ils occupaient un emploi dans la Fonction publique.)

TABLEAU 2

Moyenne et coefficient de régression des caractéristiques utilisées dans le modèle, selon le sexe.

CARACTÉRISTIQUE	FEMMES		HOMMES	
	Moyenne	Coefficient brut	Coefficient brut	Coefficient standardisé
Année d'entrée	6.133	409.673	5.063	0.344
Années de scolarité	5.506	440.792	8.278	0.498
Années d'expérience hors de la Fonction publique	4.360	88.584	7.456	0.288
Carrière sans interruption	0.356	145.586*	0.518	0.189
Interruption courte	0.139	-121.276*	0.208	-0.057
Interruption longue	0.196	207.209*	0.081	-0.104
Années d'expérience dans la Fonction publique	1.108	158.765	0.824	0.218
SALAIRE MOYEN (\$)	5 758.712		8 296.360	
CONSTANTE		158.765		-2 785.616
r (r ²)698	.734	(.539)

* Coefficient inférieur à deux fois son erreur-type.

Remarquons, en terminant l'examen des moyennes et des coefficients de régression, le peu d'importance de la continuité de la présence sur le marché du travail chez les fonctionnaires féminins: pour aucune des trois variables auxiliaires caractérisant cette continuité, le coefficient de régression n'est plus grand que de deux fois l'erreur d'échantillonnage. Il semble donc que la continuité de la carrière n'ajoute rien à l'effet de la durée de celle-ci. Chez les employés masculins, par contre, une présence continue sur le marché du travail ou une interruption longue ont un effet prononcé.

Le tableau 3 indique les effets combinés des différences de moyennes et de coefficients sur la différence de salaire entre les deux sexes: si ces effets s'exerçaient librement, les employés masculins gagneraient en moyenne non pas 31% de plus que les employés féminins, mais 66%. L'influence des variables non incluses dans le modèle d'analyse avantage cependant les femmes (-36%) de telle sorte que l'écart observé se situe autour de 30%.

TABLEAU 3

*Décomposition de la différence entre les salaires moyens des employés féminins et masculins**
(en pourcentages)

CARACTÉRISTIQUE	EFFET NET (A=B+C+D)	Effet associé à la différence de moyennes (B)	Effet associé à la différence de coefficients (C)	Effet conjoint (D)
Année d'entrée	12.8	- 2.6	16.9	- 1.5
Années de scolarité	38.5	14.7	15.8	8.0
Expérience	14.8	2.6	5.9	6.3
- travail hors de la Fonction publique ..	7.3	3.3	2.3	1.7
- carrière sans interruption	9.8	0.3	6.5	3.0
- interruption courte ..	-1.3	-0.1	-0.8	-0.4
- interruption longue ..	-2.1	-0.3	-4.4	2.6
- travail dans la Fonction publique ..	1.1	-0.6	2.3	-0.6
Différence due aux caractéristiques	66.1	14.7	38.6	12.8
Différence due aux constantes	-35.5			
DIFFÉRENCE OBSERVÉE ...	30.6			

* Un signe négatif indique un avantage en faveur des employés féminins.

Les trois types de caractéristiques sont inégalement associés aux différences de salaire: la scolarité ressort nettement comme la variable la plus importante (38%) alors que l'année d'entrée et l'expérience ont une influence sensiblement égale: 13% pour l'année d'entrée et 15% pour l'expérience.

Grâce au modèle, il est possible de décomposer d'une autre façon cet écart de 66%: si les employés féminins avaient débuté dans l'organisation avec les mêmes caractéristiques que les employés masculins, l'écart salarial entre les deux sexes aurait été réduit de 15%; par contre, si ces mêmes caractéristiques, dans leur état actuel, avaient eu autant d'influence sur leur salaire que chez les employés masculins, cet écart aurait diminué de 39%. Il semble donc que les répondantes ont débuté dans l'organisation à des salaires inférieurs, non à cause d'une compétence moindre mais parce que cette compétence avait moins d'impact sur leur salaire.

Deux caractéristiques désavantagent particulièrement les employés féminins. Bien que les femmes aient débuté plus récemment dans l'organisation (et donc à des salaires plus élevés), les emplois qu'elles ont occupés ont été moins fortement associés à l'augmentation générale des salaires dans le temps, de telle sorte que les employés masculins gagnent près de 17% de plus à cause d'une plus forte relation entre salaire et année d'entrée. En second lieu, les femmes gagnent moins, à la fois parce que leur scolarité est moins élevée (un effet de 15%) et parce qu'elle influence moins leur salaire (un effet de 16%); de plus, les hommes retirent un gain de 8% de la combinaison de ces deux avantages.

L'influence de l'expérience du marché du travail ressemble à celle de l'année d'entrée: 3% de l'écart salarial est attribuable à une moindre expérience, alors que 12% dépend d'un moindre impact de cette expérience (un effet de 6%) et de l'effet conjoint des deux derniers phénomènes (un effet de 6%). Remarquons de nouveau le faible rôle des interruptions de vie active pour expliquer les inégalités salariales entre les deux sexes: bien que les hommes soient fortement désavantagés par une interruption longue, les femmes ayant quitté le marché du travail durant un an ou plus ne sont pas assez nombreuses pour que cet avantage relatif ait un impact marqué sur l'écart salarial.

II. LE RÔLE DES STATUTS PROFESSIONNELS ET NON-PROFESSIONNELS

Les paragraphes précédents ont montré que les femmes sont en moyenne moins bien rémunérées que leurs collègues masculins, non pas tant parce que leur qualification est moindre, mais parce qu'elle a moins d'impact sur leur salaire. Cette seconde partie tentera de déterminer si ces différences s'expliquent par les relations particulières qu'entretiennent les femmes avec le monde du travail rémunéré.

A) *Le statut matrimonial*

Nombreux sont les sociologues qui ont prétendu que le statut de conjointe était difficilement compatible avec une pleine participation au marché du travail. (PARSONS, 1954b ; COSER et ROKOFF, 1971 ; F.-EPSTEIN, 1970.)¹⁰ À cause des multiples rôles impliqués par ce statut,¹¹ non seulement les femmes mariées doivent-elles faire face seule à l'augmentation des tâches domestiques (MEISSNER *et al.*, 1975), mais leur entourage s'attend à ce qu'elles réduisent sinon interrompent leurs activités professionnelles.¹²

Ce courant de pensée suggère l'hypothèse que les femmes mariées minimisent peut-être ces difficultés en s'orientant vers des emplois ou des carrières moins exigeants, ne demandant pas une pleine utilisation de leur scolarité ou de leur expérience. (POLOMA, 1972 ; FOGARTY, RAPOPORT et RAPOPORT, 1971.) À l'inverse, ces obstacles seraient moins présents chez les femmes célibataires, et des différences moindres devraient donc distinguer les employés célibataires que les employés mariés.

Le rôle particulier du statut matrimonial chez les femmes est confirmé par deux indicateurs tirés de l'enquête (voir le tableau 4) : 22% des femmes mariées, comparativement à 1% chez les femmes célibataires, déclarent que leurs responsabilités familiales limitent le temps qu'elles pourraient consacrer à leur travail alors que, chez les hommes, aucune différence significative n'apparaît selon le statut matrimonial. De la même façon, chez les répondants ayant de jeunes enfants, seules les femmes déclarent être freinées dans leur mobilité professionnelle par les charges liées à l'éducation de ces enfants. Nous pouvons donc penser que les femmes mariées sont placées dans une moins bonne situation pour retirer tous les bénéfices de leur scolarité et de leur expérience. Les salaires moyens lors de l'entrée des répondants dans l'organisation ne confirment cependant pas ces attentes (voir la partie c du tableau 4) : quel que soit le sexe, les répondants mariés sont mieux rémunérés que les célibataires. Les salaires supérieurs des répondants mariés peuvent cependant s'expliquer par leur plus grand nombre d'années d'expérience chez les deux sexes (2.3 années de plus en moyenne chez les femmes et 6.2 années chez les hommes). Remarquons enfin que l'écart salarial entre les deux sexes est moindre chez les célibataires.

Afin de déterminer l'influence du statut matrimonial, le rôle des qualifications sera comparé chez les femmes et les hommes célibataires. Deux raisons

10. Pour une interprétation contraire, voir : OPPENHEIMER (1977).

11. Ceux de conjointe, mère et ménagère.

12. L'existence de cette norme apparaît dans les résultats de certains sondages. Voir, par exemple : *La femme canadienne*, Secrétariat de l'année internationale de la femme, Ottawa, 1976, pp. 51-52 ; et R. CLOUTIER, *Qu'est-ce que les Québécois pensent des Québécoises ?*, Québec, Institut québécois d'opinion publique, 1975, p. 35.

TABLEAU 4

*Influence des responsabilités familiales et salaire moyen,
selon le statut matrimonial.*

A) Répondants déclarant que leurs responsabilités familiales les empêchent de consacrer plus de temps à leur travail, selon le statut matrimonial et le sexe.
(en pourcentages)

SEXE	Marié	Veuf/Divorcé/Séparé	Célibataire
Femmes.....	22.4	16.2	1.0
Hommes.....	2.6	4.4	3.3

B) Répondants ayant des enfants de moins de cinq ans déclarant que les charges familiales entraînées par l'éducation de ces enfants les empêchent d'accepter ou de demander certaines promotions.
(en pourcentages)

Femmes	Hommes
24.6	3.9

C) Salaire moyen lors de l'entrée dans l'organisation, selon le statut matrimonial (lors de l'entrée) et le sexe.
(en dollars)

SEXE	STATUT MATRIMONIAL				TOTAL		\bar{S}_m/\bar{S}_c
	Marié		Célibataire		\$	%	
	\$	%	\$	%			
Femmes.....	6 537	25	5 523	75	5 767	100	1.18
Hommes.....	9 739	48	6 975	52	8 290	100	1.40
\bar{S}_f/\bar{S}_h67		.79		.70		

justifient le choix de cette comparaison plutôt que celle entre les travailleurs mariés des deux sexes. En premier lieu, le statut de conjointe place les femmes dans une situation particulière à la fois par rapport aux hommes et par rapport aux femmes célibataires ; par contre, le statut de célibataire rapproche les deux sexes et rend plus probants les résultats d'une comparaison minimisant les différences entre les deux catégories sociales examinées.¹³ De plus, la très

13. Les coefficients de régression bruts et standardisés des femmes célibataires et mariées diffèrent peu, sauf ceux concernant les interruptions de carrière qui sont beaucoup plus importants chez les femmes mariées (d'une intensité similaire à celle de ceux-ci chez les hommes).

grande majorité des femmes étant célibataires lors de leur entrée au ministère (75% de l'échantillon), l'estimation des coefficients de régression est plus stable et précise chez les célibataires que chez leurs consœurs mariées.

L'exclusion des répondants mariés affecte peu l'importance relative des différents types d'effets pouvant expliquer l'écart salarial entre les deux sexes : les différences de coefficients constituent chez les célibataires, comme dans l'ensemble de la population, la source première de cet écart (voir le tableau 5) ; les suivent en importance, et dans l'ordre, les effets associés aux différences de moyennes et les effets conjoints. De façon générale, l'ampleur de ces divers types d'effets est moindre que dans la population totale ; il faut cependant remarquer qu'ils s'appliquent à un écart salarial plus petit : près de 21%, comparativement à 31% chez tous les répondants.

Chez les célibataires, l'année d'entrée et l'expérience professionnelle ont moins d'influence que dans l'ensemble de la population : alors que l'année d'entrée expliquait 13% des différences de salaire, elle n'est plus associée dans cette sous-population qu'à une différence de 3%, et il est à remarquer que cette diminution provient principalement d'une influence plus semblable de cette

TABLEAU 5

*Décomposition de la différence entre les salaires moyens des employés
célibataires féminins et masculins.
(en pourcentages)*

CARACTÉRISTIQUE	EFFET NET (A=B+C+D)	Effet associé à la différence de moyennes (B)	Effet associé à la différence de coefficients (C)	Effet conjoint (D)
Année d'entrée	2.6	-3.0	6.1	0.5
Années de scolarité . . .	40.0	14.0	17.8	8.2
Expérience	3.7	0.1	3.9	-0.3
- travail hors de la Fonction publique . .	-1.9	0.8	-2.3	-0.4
- carrière sans inter- ruption	4.6	0.0	4.5	0.1
- interruption courte .	-0.7	-0.3	-0.2	-0.2
- interruption longue .	-1.5	-0.2	-1.8	0.5
- travail dans la Fonction publique . .	3.2	-0.2	3.7	-0.3
Différence due aux caractéristiques	46.3	11.1	27.8	7.4
Différence due aux constantes	-25.4			
DIFFÉRENCE OBSERVÉE . .	20.9			

variable chez les deux sexes. Enfin, l'expérience voit son rôle diminuer parce que ses effets conjoints sont moins importants.

La scolarité demeure le principal facteur responsable de l'écart salarial. De plus, les différents types d'effets associés à cette caractéristique ont la même intensité que dans l'ensemble de la population : une moindre scolarité féminine explique 14% de cet écart salarial (15% chez tous les répondants) et une association différente entre cette variable et les salaires entraîne un écart de 26% entre les deux sexes (également 26% dans la population totale).

Il faut donc conclure que le statut matrimonial n'explique pas l'écart salarial entre les deux sexes et, plus particulièrement, l'impact moindre de la compétence professionnelle des employés féminins.

B) La position hiérarchique

Le statut matrimonial est un indicateur indirect des difficultés d'intégration des femmes au marché du travail : il nous renseigne sur les obligations non

TABLEAU 6

A) Encouragements à postuler à un emploi plus élevé par des supérieurs, selon le sexe et la présence de responsabilités de supervision lors de l'entrée dans l'organisation.
(en pourcentages)

ENCOURAGEMENT	FEMMES		HOMMES	
	Sans supervision	Supervision	Sans supervision	Supervision
Aucun	63.9	51.7	64.5	52.9
Un	22.6	23.3	20.0	24.4
Plusieurs	13.5	25.0	15.5	22.7
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0

B) Salaire moyen lors de l'entrée dans l'organisation, selon le sexe et la présence de responsabilités de supervision.
(en dollars)

SEXE	RESPONSABILITÉS DE SUPERVISION				TOTAL		\bar{S}_o/\bar{S}_n
	Oui		Non		\$	%	
	\$	%	\$	%			
Femmes	6 724	9	5 646	91	5 751	100	1.19
Hommes	10 084	31	7 527	69	8 310	100	1.34
\bar{S}_f/\bar{S}_h67		.75		.69		

professionnelles des femmes. Par contre, les responsabilités de supervision confiées aux répondants dénotent directement un aspect de la position de ceux-ci dans l'organisation: en déléguant à un de ses employés de telles responsabilités, l'organisation reconnaît que celui-ci a intériorisé suffisamment ses normes pour pouvoir contrôler le travail des autres.¹⁴ Cette hypothèse apparaît plus plausible si nous examinons la relation entre le statut de superviseur et les incitations des supérieurs à demander une promotion (voir le tableau 6): quel que soit leur sexe, les superviseurs ont été encouragés plus fréquemment à postuler à des postes plus élevés. De plus, les superviseurs des deux sexes ont débuté à des salaires plus élevés que les non superviseurs.¹⁵

Pour des raisons similaires à celles présentées dans la section précédente, nous comparerons le rôle de la scolarité et de l'expérience chez les non superviseurs plutôt que chez les superviseurs: les superviseurs féminins sont trop peu nombreux (moins de 10%) pour permettre des estimés très précis des effets des variables indépendantes sur les salaires; les salaires moyens des travailleurs des deux sexes sont plus semblables chez les non superviseurs que chez les superviseurs.

Cette comparaison révèle que la position dans la structure d'autorité a très peu d'influence sur les sources des inégalités salariales entre les deux sexes (voir le tableau 7): les effets associés aux différences d'évaluation des variables demeurent prépondérants (34% comparativement à 13% pour les effets associés aux différences de moyennes) et la scolarité continue à être la variable la plus importante pour expliquer l'écart salarial entre les deux sexes. Tout au plus peut-on remarquer une légère diminution des différences entre les coefficients associés aux années d'expérience. Il semble donc qu'on ne puisse attribuer le moindre salaire des employés féminins à un moindre accès à des positions d'autorité dans l'organisation.

C) *Le type d'emploi occupé*

Le marché du travail est composé de familles de professions et d'emplois déterminant autant de façons différentes pour les individus de s'intégrer aux entreprises.¹⁶ Les types d'emplois occupés par les répondants lors de leur entrée dans l'organisation constituent donc un autre aspect de leur position dans celle-ci.

14. Pour une discussion des effets de la position hiérarchique, voir: TANNENBAUM *et al.* (1974), KANTER (1977), KLUEGEL (1978).

15. L'expérience des superviseurs diffère beaucoup moins (un an ou moins) de celle des non superviseurs que cette même variable entre les répondants mariés et célibataires.

16. L'introduction des types d'occupations dans une même organisation offre également l'avantage de présenter des informations sur les « atomes » ou les unités permettant de définir les segments du marché du travail. (SPILERMAN, 1977; STOLZENBERG, 1975.)

La Fonction publique du Québec reconnaît plusieurs familles d'emplois, mais la plus simple est celle qui répartit les employés en trois catégories : cadres supérieurs, professionnels et fonctionnaires. Les employés féminins et masculins se répartissent fort différemment entre ces catégories (voir le tableau 8) : la presque totalité des répondantes (94%) ont débuté dans l'organisation comme fonctionnaires ; par contre, les répondants masculins se répartissent plus également entre cette catégorie (54%) et celles des professionnels et des cadres supérieurs (46%). Selon l'indice de dissimilitude, il aurait fallu qu'entre 40% et 50% des femmes débutent dans une autre catégorie d'emploi pour que leur répartition professionnelle soit similaire à celle des hommes.

La catégorie d'emploi affecte fortement le salaire moyen lors de l'entrée : celui-ci double presque au fur et à mesure que l'on s'élève dans la hiérarchie des emplois. De plus, l'écart salarial entre les deux sexes est beaucoup moins important à l'intérieur de ces catégories d'emplois que dans la population totale : de 31% chez tous les répondants, il diminue à 11% chez les professionnels et à 6% chez les fonctionnaires. L'influence du type d'emploi est encore plus

TABLEAU 7

Décomposition de la différence entre les salaires moyens des employés féminins et masculins n'ayant pas de responsabilités de supervision, lors de leur entrée dans l'organisation.
(en pourcentages)

CARACTÉRISTIQUE	EFFET NET	Effet associé à la différence de moyennes	Effet associé à la différence de coefficients	Effet conjoint
	(A=B+C+D)	(B)	(C)	(D)
Année d'entrée	10.6	-3.2	15.2	-1.4
Années de scolarité	35.6	13.5	15.1	7.0
Expérience	10.5	2.6	4.2	3.7
- travail hors de la Fonction publique ..	4.7	3.5	0.7	0.5
- carrière sans inter- ruption	9.6	0.3	7.2	2.1
- interruption courte ..	-1.6	0.0	-1.0	-0.6
- interruption longue ..	-2.1	-0.3	-4.1	2.3
- travail dans la Fonction publique ..	-0.1	-0.9	1.4	-0.6
Différence due aux caractéristiques	56.7	12.9	34.5	9.3
Différence due aux constantes	-31.6			
DIFFÉRENCE OBSERVÉE ...	25.1			

TABEAU 8

Distribution procentuelle et salaire moyen des répondants lors de l'entrée dans l'organisation, selon le sexe et le type de poste.

TYPE DE POSTE	DISTRIBUTION*						SALAIRE (\$)		\bar{S}_f/\bar{S}_h
	Horizontale			Verticale			Femmes	Hommes	
	F	H	TOTAL	F	H	TOTAL			
Cadre supérieur	0.0	100.0	100.0	0.0	3.2	1.3	**	20 818	—
Professionnel.....	16.9	83.1	100.0	6.3	42.9	21.7	9 460	10 618	.89
Fonctionnaire ou petit employé de bureau.....	70.6	29.4	100.0	93.7	53.9	77.0	5 436	5 831	.94
— emploi « non féminisé »	52.8	47.2	100.0	42.2	52.1	46.4	5 676	5 831	.97
— emploi « féminisé » ...	97.6	2.4	100.0	51.5	1.8	30.6	5 271	**	—
TOTAL.....	58.1	41.9	100.0	100.0	100.0	100.0	5 719	8 305	.69

* I.D. = 49.7%.

** Un seul cas ou trop peu de cas.

marquée si nous distinguons, chez les fonctionnaires, les emplois occupés majoritairement par des femmes: de 6% chez tous les fonctionnaires, l'écart devient égal à 3% dans les emplois non féminisés. Si ces comparaisons nous renseignent sur le niveau des salaires, elles ne nous indiquent pas si le type d'emploi explique également le rendement différent de la scolarité et de l'expérience chez les employés féminins et masculins; aussi est-il nécessaire de décomposer l'effet de ces variables dans les catégories d'emplois regroupant suffisamment de répondants des deux sexes pour permettre les comparaisons.

Chez les professionnels, la plus grande partie de la différence salariale est attribuable à une expérience du marché du travail plus longue et à un effet plus intense de la continuité de cette expérience. (Voir le tableau 9.) Par contre, l'année d'entrée dans l'organisation, la scolarité et l'expérience dans la Fonction publique n'ont plus guère d'effet sur l'écart salarial. Les emplois professionnels constituent donc une position effaçant les principales différences entre les employés des deux sexes.

TABLEAU 9

Décomposition de la différence entre les salaires moyens des professionnels féminins et masculins.
(en pourcentages)

CARACTÉRISTIQUE	EFFET NET (A=B+C+D)	Effet associé à la différence de moyennes (B)	Effet associé à la différence de coefficients (C)	Effet conjoint (D)
Année d'entrée.....	-2.3	-4.1	2.0	-0.2
Années de scolarité.....	1.0	0.4	0.6	0.0
Expérience.....	9.0	2.2	3.8	3.0
- travail hors de la Fonction publique ..	5.3	3.7	1.0	0.6
- carrière sans inter- ruption.....	6.6	-0.3	4.8	2.1
- interruption courte..	-0.8	-0.4	-0.2	-0.2
- interruption longue .	-1.3	-1.1	-0.8	0.6
- travail dans la Fonction publique ..	-0.8	0.3	-1.0	-0.1
Différence due aux caractéristiques.....	7.7	-1.5	6.4	2.8
Différence due aux constantes.....	3.1			
DIFFÉRENCE OBSERVÉE...	10.9			

Bien que l'écart salarial soit moindre chez les fonctionnaires (3% comparativement à 11%), cette égalité des rémunérations ne provient pas d'un même rôle de la qualification chez les deux sexes. (Voir le tableau 10.) La continuité de la carrière (un effet de près de 8%) et, surtout, la scolarité (un effet de 34%) influencent plus fortement les salaires masculins que les salaires féminins. Cependant, ces avantages sont en partie compensés par le moment de l'entrée des femmes dans l'organisation: non seulement ont-elles débuté plus tardivement, mais leurs postes plus récents se comparent plus favorablement aux postes plus anciens que ce n'est le cas chez les hommes. Nous pouvons donc penser que l'évolution de la structure professionnelle chez les employés de bureau a avantagé les femmes sans que cette amélioration ait signifié une reconnaissance de leur compétence. Enfin, si des facteurs extérieurs au modèle retenu ne venaient limiter l'effet des variables retenues, les fonctionnaires masculins ne gagneraient pas seulement 3% de plus que les fonctionnaires féminins, mais 39%.

TABLEAU 10

Décomposition de la différence entre les salaires moyens des fonctionnaires féminins et masculins dans des emplois non «féminisés».
(en pourcentages)

CARACTÉRISTIQUE	EFFET NET (A=B+C+D)	Effet associé à la différence de moyennes (B)	Effet associé à la différence de coefficients (C)	Effet conjoint (D)
Année d'entrée.....	-16.6	-11.2	-6.8	1.4
Années de scolarité.....	41.4	1.6	33.9	5.9
Expérience.....	14.6	0.8	7.6	6.2
- travail hors de la Fonction publique..	4.7	5.8	-0.5	-0.6
- carrière sans inter- ruption.....	10.9	-1.1	7.6	4.4
- interruption courte..	1.9	-1.7	2.0	1.6
- interruption longue..	-0.5	0.3	-1.7	0.9
- travail dans la Fonction publique..	-2.4	-2.5	0.2	-0.1
Différence due aux caractéristiques.....	39.4	-8.8	34.7	13.5
Différence due aux constantes.....	-36.1			
DIFFÉRENCE OBSERVÉE...	3.3			

III. SCOLARITÉ ET TYPE D'OCCUPATION

Avant d'attribuer l'impact différent de la scolarité chez les fonctionnaires à la discrimination, il convient d'examiner de plus près la signification des deux variables jetant le plus de lumière sur les inégalités de salaires : la scolarité et le type d'emploi.

A) *La scolarité*

L'indicateur utilisé pour mesurer la scolarité est extrêmement pauvre : ne tenant compte que de la durée de cette scolarité, il suppose que cette durée est évaluée de la même façon quel que soit son niveau académique, son contenu ou, même, l'époque de son acquisition.¹⁷ Si les renseignements recueillis ne permettent pas de connaître le contenu de la scolarité, ils offrent la possibilité d'examiner la relation entre le niveau le plus élevé d'études atteint et la durée de la scolarité. (Voir les tableaux 11 et 12.) À années de scolarité égales, la probabilité d'avoir atteint un niveau plus élevé est moins forte chez les femmes : ainsi, la répartition des femmes possédant treize ans de scolarité ressemble plus à celle des hommes n'en possédant que douze. Inversement, les mêmes niveaux d'études chez les deux sexes n'indiquent pas le même nombre d'années de scolarité : chez les employés masculins, le niveau atteint implique plus d'années et pourrait signifier une formation plus poussée ou plus spécialisée. La scolarité des deux sexes semble donc différer de contenu, sinon de qualité. L'hypothèse de l'influence de cette hétérogénéité se trouve renforcée si nous remarquons que la seule catégorie occupationnelle — celle des professionnels — où le rôle de la scolarité est le même chez les deux sexes se caractérise par une scolarité plus homogène : 90% de ses membres ont poursuivi des études universitaires, et ce niveau d'études est le seul pour lequel les répartitions des femmes et des hommes selon les années de scolarité soient similaires.

Afin de mettre à l'épreuve cette hypothèse, trois variables distinguant de différentes façons les niveaux de scolarité ont été introduites dans le modèle : dans aucun cas ces variables ne modifient la sous-évaluation de la durée de la scolarité. (Voir le tableau 13.) Il se peut que l'explication de ce moindre rendement réside dans le contenu de la scolarité des fonctionnaires ; une telle supposition impliquerait cependant que, pour des postes sensiblement similaires, les responsables de l'engagement de ces fonctionnaires ne demandent pas aux femmes et aux hommes les mêmes qualifications.¹⁸

17. Ces différences sont sans doute atténuées par l'examen du rôle de cette scolarité dans des groupes d'emploi relativement homogènes.

18. Il faut se rappeler que ces comparaisons excluent les emplois traditionnellement féminisés ; le rôle différent de la scolarité ne disparaît pas plus en homogénéisant ces emplois par l'élimination des techniciens, des agents de maîtrise ou des emplois directement reliés à la mission du ministère.

TABLEAU 11

*Niveau de scolarité atteint pour l'année moyenne de scolarité des femmes (12 ans)
et des hommes (13 ans), selon le sexe.
(en pourcentages)*

NIVEAU DE SCOLARITÉ	ANNÉES DE SCOLARITÉ			
	FEMMES		HOMMES	
	12 ans	13 ans	12 ans	13 ans
Secondaire incomplet ou moins	3	3	2	0
Secondaire complété	90	64	67	25
Collégial incomplet	4	20	17	54
Collégial complété ou plus	3	14	14	21
TOTAL	100	100	100	100

TABLEAU 12

*Années de scolarité pour trois niveaux d'études complétés, selon le sexe.
(en pourcentages)*

NIVEAU DE SCOLARITÉ	DURÉE DE LA SCOLARITÉ				TOTAL
	11 ans et moins	12 ans	13 ans et plus		
Secondaire complété					
Femmes	21	65	14		100
Hommes	17	52	31		100
Collégial complété	13 ans et moins	14 ans	15 ans	16 ans et plus	TOTAL
Femmes	26	32	32	10	100
Hommes	0	17	40	43	100
Universitaire complété	17 ans et moins	18 ans	19 ans et plus		TOTAL
Femmes	37	25	38		100
Hommes	36	28	36		100

TABLEAU 13

Décomposition de l'effet de la scolarité, selon sa durée et le niveau d'études atteint, dans les emplois non féminisés de fonctionnaires.
(en pourcentages)

REGROUPEMENT A: 1 = secondaire non terminé ; 2 = secondaire terminé ; 3 = collégial non terminé ; 4 = collégial ; 5 = universitaire.				
	EFFET NET (A=B+C+D)	Effet associé à la différence de moyennes (B)	Effet associé à la différence de coefficients (C)	Effet conjoint (D)
Durée de la scolarité.	36.4	1.6	29.2	5.6
Niveau de scolarité ..	-2.0	0.6	-2.0	-0.6
TOTAL	34.4	2.2	27.2	5.0
REGROUPEMENT B: 1 = collégial commencé ou moins ; 2 = collégial terminé ; 3 = universitaire.				
	EFFET NET	Effet associé à la différence de moyennes	Effet associé à la différence de coefficients	Effet conjoint
Durée de la scolarité.	37.2	1.1	30.2	5.9
Niveau de scolarité ..	-3.3	1.7	-3.8	-1.2
TOTAL	33.9	2.8	26.4	4.7
REGROUPEMENT C: 1 = collégial commencé ou moins ; 2 = collégial terminé ou plus.				
	EFFET NET	Effet associé à la différence de moyennes	Effet associé à la différence de coefficients	Effet conjoint
Durée de la scolarité.	39.3	1.4	31.8	6.1
Niveau de scolarité ..	-1.8	0.6	-1.2	-1.2
TOTAL	37.5	2.0	30.6	4.9

B) *Le poste occupé*

La catégorie des emplois non féminisés n'est pas homogène : elle comporte non seulement des emplois occupés par des répondants des deux sexes, mais aussi des emplois qui semblent réservés aux employés masculins (8 emplois sur 14). (Voir le tableau 14.) De plus, comme dans l'ensemble de la population, les responsabilités de supervision sont inégalement réparties entre les deux sexes : 20% des fonctionnaires masculins se sont vu confier de telles responsabilités dès leur entrée dans l'organisation comparativement à 9% des employés féminins.

TABLEAU 14

Répartition des fonctionnaires dans des emplois non féminisés, selon la présence des hommes dans ces emplois, les responsabilités de supervision et le sexe.
(en dollars)

A) *Présence masculine*

EMPLOI	Femmes	Hommes	TOTAL
Mixte	57.9	42.1	100.0
	99.5	81.8	91.2
Masculinisé*	2.9	97.1	100.0
	0.5	18.2	8.8
TOTAL	53.1	46.9	100.0
	100.0	100.0	

* Plus de 90% d'hommes dans cet emploi.

B) *Responsabilités de supervision lors de l'entrée dans l'organisation*

RESPONSABILITÉS DE SUPERVISION	Femmes	Hommes	TOTAL
Oui.....	32.4	67.6	100.0
	9.4	20.0	14.8
Non	53.6	46.4	100.0
	90.6	80.0	85.4
TOTAL	50.0	49.5	100.0
	100.0	100.0	

Même si la supervision ne semblait pas avoir d'influence dans l'ensemble de la population, il se pourrait qu'elle retrouve une signification dans cette catégorie d'emplois.

L'élimination des répondants occupant des emplois masculinisés et des superviseurs révèle que c'est la seconde dimension de la situation de travail qui affecte le plus l'écart de rendement de la scolarité (voir le tableau 15) : dans les corps d'emplois mixtes, l'effet dû aux différences de coefficients a autant d'importance que dans l'ensemble des emplois non féminisés. Par contre, l'absence des superviseurs fait chuter de près de 17% l'influence de la scolarité, dont 13% de l'effet attribuable aux différences de rendement. Sans être aussi nette que chez les professionnels, cette diminution suggère que l'explication des inégalités de salaires entre les deux sexes dépend davantage de la différenciation hiérarchique des postes de travail que de leur différenciation fonctionnelle.

TABLEAU 15

Décomposition de l'effet des années de scolarité, chez les fonctionnaires, dans les occupations mixtes non féminisées et chez les non superviseurs (en pourcentages)

	EFFET NET (A=B+C+D)	Effet associé à la différence de moyennes (B)	Effet associé à la différence de coefficients (C)	Effet conjoint (D)
OCCUPATIONS MIXTES	33.3	0.4	27.2	5.2
NON SUPERVISEURS	24.2	1.2	20.2	2.8

*

* *

Cette tentative d'explication des inégalités salariales entre les femmes et les hommes suggère trois types de commentaires : les premiers, plutôt méthodologiques, les seconds, de l'ordre de la sociologie appliquée et les derniers, relevant davantage de la théorie.

1. Depuis les travaux de Lazarsfeld, peu de chercheurs ignorent les « périls » des corrélations fallacieuses et ne s'assurent pas de la validité de leurs conclusions en vérifiant que les associations statistiques les appuyant ne dépendent pas de conditions diverses. Cette analyse indique l'égale nécessité de mettre à l'épreuve les absences d'association ou de différences là où la théorie ou « l'expérience » les laissent prévoir (ROSENBERG, 1968) ; ainsi, il aurait été facile d'arrêter l'analyse après avoir constaté l'absence de différences salariales importantes chez les fonctionnaires et d'avoir proposé alors une explication uniquement en termes de division horizontale ou fonctionnelle du travail. Le déroulement de cette analyse montre aussi que le sociologue ne choisit pas librement entre techniques quantitatives et techniques qualitatives : un aussi petit échantillon (un peu plus de 800 répondants) ne permettait pas de tenir compte simultanément d'autant de caractéristiques en utilisant les seuls tableaux de contingence classiques (selon GALTUNG, 1970, en distinguant trois valeurs pour chacune des cinq variables explicatives, il aurait fallu disposer de quelque 1 600 à 3 200 répondants dans la plus petite sous-population étudiée). Par exemple, comme le montre le tableau 16, la seule comparaison des moyennes salariales ne permettait pas de discerner la sous-évaluation de la scolarité féminine.

2. Malgré l'échec partiel de cet essai d'explication, les résultats obtenus suggèrent deux conclusions qui ne sont pas sans implications pour une politique de la condition féminine. En premier lieu, il semble que les interruptions de carrière et le statut de conjointe ont moins d'influence que ne le laissent penser

TABLEAU 16

Salaires moyens, selon le sexe et le niveau de scolarité atteint lors de l'entrée dans l'organisation.
(en dollars)

NIVEAU DE SCOLARITÉ	Femmes	Hommes	$1 - \bar{s}_f / \bar{s}_h$
Secondaire incomplet ou moins.....	6 046	7 418	.18
Secondaire complété.....	5 947	7 383	.19
Collégial.....	6 031	6 907	.13
Universitaire.....	8 570	10 218	.16
$1 - \bar{s}_{sim} / \bar{s}_u$29	.27	.27

certaines thèses bien connues et qu'il faille donc rechercher les causes des inégalités entre les travailleurs des deux sexes dans leur milieu de travail. Cette conclusion peut cependant être remise en cause de deux façons:

- les conflits entre les statuts de conjointe et de travailleuse n'ont pas tant un impact sur les modalités de la carrière professionnelle que sur l'existence même de ce type d'activités, de telle sorte qu'une population de femmes travaillant à temps plein ne permettrait pas de mettre à jour les effets de ces conflits;
- les indicateurs de conflits de rôles utilisés dans cette étude sont trop grossiers pour en révéler les effets; ainsi selon Z.-Lopata, ce n'est pas tant le rôle de conjointe qui éloignerait du marché du travail que celui de mère.¹⁹ (Z.-LOPATA, 1971.)

En second lieu, les résultats de cette étude montrent que la discrimination — si discrimination il y a — ne s'exerce pas dans toute l'organisation, mais chez les seuls employés du bureau. Bien que les données de cette enquête ne permettent pas de présenter une image fidèle de l'évolution de la position de chaque sexe dans la structure professionnelle du ministère, elles fournissent une estimation de l'ampleur de ces disparités de statut chez les différentes générations d'employés actuels. Trois conclusions ressortent du tableau 17:

- la jeune génération compte plus de professionnels: de 10% chez les plus anciens, ils représentent 23% des répondants entrés au ministère depuis 1974; cette évolution chez les répondants semble bien refléter celle constatée dans toute la Fonction publique du Québec (LAPOINTE, 1963);
- cette professionnalisation est plus forte chez les hommes: dans la génération la plus récente, un homme sur deux est entré dans la Fonction publique.

19. Il est à remarquer que ces deux interprétations mettent l'accent sur des problèmes de mesure; il y aurait également possibilité de proposer d'autres interprétations en modifiant le modèle théorique lui-même.

a occupé dès le début de sa carrière dans ce milieu un poste de professionnel, comparativement à moins d'une femme sur dix ;

- chez les femmes fonctionnaires, la génération la plus jeune se distingue des générations précédentes de deux façons : si les nouvelles employées sont proportionnellement moins nombreuses à occuper des emplois traditionnellement réservés aux femmes, leur plus grand accès à de nouveaux postes s'accompagne d'une féminisation de ceux-ci, de telle sorte que l'on peut se demander si la ségrégation des emplois selon le sexe n'est tout simplement pas en train de changer de forme.

3. Il n'est pas neuf d'attribuer à un moindre rendement de la scolarité les inégalités salariales entre les travailleurs de chaque sexe.²⁰ Actuellement, les sociologues tentent plutôt d'élaborer des explications de ce phénomène. Plusieurs de ces explications ont en commun d'attribuer les différences constatées à la segmentation du marché du travail en strates d'occupations caractérisées par des relations à l'emploi et à l'employeur différentes. Ces explications s'opposent cependant sur la nature de cette segmentation : pour certains auteurs, il existe un ensemble d'emplois féminisés exigeant plus de qualification que la moyenne des emplois mais moins bien rémunérés (OPPENHEIMER, 1970) ; pour d'autres, les femmes retirent moins d'avantages de leur formation parce qu'elles sont plus présentes dans les emplois « secondaires » ou « périphériques », non nécessairement féminisés mais utilisant peu les qualifications de leurs occupants. (BARRON et NORRIS, 1976 ; SNYDER, 1978.)

Les résultats de cette étude vont à l'encontre de ces deux types de thèses. D'une part, l'élimination des emplois fortement féminisés ou masculinisés n'a pas affecté le moindre rendement de la scolarité ; d'autre part, les travailleurs étudiés ne font pas partie d'un secteur périphérique (l'employeur est le plus important de la province, la syndicalisation y est développée, etc.) ou secondaire (la sécurité d'emploi est assurée, l'avancement est formalisé, etc.).

Ces deux interprétations en termes de segmentation reposent sur l'hypothèse commune que des mécanismes généraux caractérisant le marché du travail dans son ensemble expliquent les disparités salariales que l'on constate dans chaque milieu de travail. Elles tendent dès lors à négliger la spécificité des entreprises dans lesquelles s'organisent ces inégalités. Ainsi, selon les résultats de cette étude, les femmes reçoivent des salaires moins élevés non pas seulement lorsqu'elles occupent certains types d'emplois (tels ceux de secrétariat), mais également lorsqu'elles remplissent les mêmes fonctions que leurs collègues masculins. Si les inégalités constatées dans les emplois dits féminins rendent plausible un modèle explicatif utilisant l'idée de segmentation du marché des emplois, les secondes suggèrent que les causes des inégalités varient selon la position dans l'organisation. La réapparition du rôle des responsabilités de

20. Pour un début de bibliographie sur ce sujet, voir : McLAUGHLIN, 1978.

supervision chez les fonctionnaires fournit un second argument en faveur d'une interprétation organisationnelle des inégalités professionnelles entre les deux sexes. Bien qu'il soit trop tôt pour décider si le contexte organisationnel reproduit des stéréotypes sexistes plus généraux ou s'il intègre ceux-ci à sa logique propre,²¹ cette analyse montre l'opportunité d'abandonner pour un certain temps les discussions généralisantes sur le statut matrimonial, les emplois féminisés, le sexisme sociétal, afin d'examiner les différences entre les travailleurs de chaque sexe dans des milieux de travail particuliers.

Michel DE SÈVE
Marlen CARTER

*Département de sociologie,
Université Laval.*

21. Pour comparer ces deux types d'interprétations, voir, par exemple: KANTER (1977) qui privilégie la position dans l'organisation et SPRADLEY et MANN (1975) défendant la thèse de l'influence de valeurs et normes débordant l'organisation.

RÉFÉRENCES

- ALTHAUSER, R.P. et M. WIGLER, « Standardization and component analysis », *Sociological Methods and Research*, I, 1, 1972: 97-135.
- ARMSTRONG, H. et P. ARMSTRONG, « The segregated participation of women in the canadian labour forces, 1941-1971 », *Revue canadienne de sociologie et d'anthropologie*, XII, novembre 1975: 370-384.
- BARRY, F., *Le travail de la femme au Québec, l'évolution de 1940 à 1970*, Montréal, Les presses de l'Université du Québec, 1972.
- BARRON, R.D. et G.M. NORRIS, « Sexual division and the dual labour market », dans : D.L. BARKER et S. ALLEN, *Dependence and Exploitation in Work and Marriage*, Londres, Longman, 1976, pp. 47-69.
- BHÉRER, J., « Les femmes dans la Fonction publique du Québec », Communication au congrès de la Société canadienne de science politique, 1976.
- BLINDER, A.S., « Wage discrimination: reduced and structural estimates », *Journal of Human Resources*, VIII, 4, 1973: 436-455.
- BLUMER, H., « Sociological analysis and the variable », *American Sociological Review*, XXI, décembre 1956.
- Conseil du statut de la femme, *Pour les Québécoises: égalité et indépendance*, Québec, Éditeur officiel du Québec, 1978.
- CORTESE, C.F., R.F. FRANK et J.K. COHEN, « Analysis of segregation indices », *American Sociological Review*, XLI, août 1976: 630-637.
- COSER, R.L. et G. ROKOFF, « Women in the occupational world, social disruption and conflict », *Social Problems*, XVIII, printemps 1971: 535-553.
- DUNCAN, O.D., « Inheritance of poverty or inheritance of race? », dans : D.P. MOYNIHAN (éd.), *On Understanding Poverty*, New York, Basic Books, 1969.
- F.-EPSTEIN, C., *Woman's Place, Options and Limits in Professional Careers*, Los Angeles, University of California Press, 1970.
- FOGARTY, M.P., R. RAPOPORT et R.N. RAPOPORT, *Sex, Career and Family*, Beverly Hills, Sage Publications, 1977.
- GALTUNG, J., *Theory and Methods of Social Research*, Londres, G. Allen & Unwin, 3^e éd., 1970.
- KANTER, R.M., *Men and Women of the Corporation*, New York, Basic Books, 1977.
- KLUEGEL, J.R., « The causes and cost of racial exclusion from job authority », *American Sociological Review*, XLIII, juin 1978: 285-301.
- Laboratoire sur la répartition et la sécurité du revenu, Conseil du statut de la femme, *La condition économique des femmes du Québec*, I, Québec, Éditeur officiel du Québec, 1978.
- LANGLOIS, S., « Les réseaux personnels et la diffusion des informations sur les emplois », *Recherches sociographiques*, XVIII, mai-août 1977: 213-246.
- LAPOINTE, G., *Essais sur la Fonction publique québécoise*, Ottawa, Information Canada, 1963.
- MCLAUGHLIN, S.D., « Occupational sex identification and the assessment of male and female earning inequality », *American Sociological Review*, XLIII, décembre 1978: 909-921.
- MEISSNER, M. et al., « No exit for wives: sexual division of labour and the cumulation of household demands », *Revue canadienne de sociologie et d'anthropologie*, XII, novembre 1975: 424-439.

- OPPENHEIMER, V.K., *The Female Labour Force in the United States. Demographic and Economic Factors Governing its Growth and Changing Composition*, Berkeley, University of California Press, 1970.
- OPPENHEIMER, V.K., « The sociology of women's economic role in the family », *American Sociological Review*, XLII, janvier 1977: 387-400.
- PARSONS, T., « Equality and inequality in modern society, or social stratification revisited », dans : T. PARSONS, *Social Systems and the Evolution of Action Theory*, New York, Free Press, 1977.
- PARSONS, T., « An analytical approach to the theory of social stratification », dans : T. PARSONS, *Essays in Sociological Theory*, New York, Free Press, 1954a.
- PARSONS, T., « Age and sex in the social structure of the United States », dans : T. PARSONS, *Essays in Sociological Theory*, New York, Free Press, 1954b.
- POLOMA, M.M., « Role conflict and the married professional woman », dans : C. SAFILIOS-ROTHSCHILD, *Toward a Sociology of Women*, Lexington, Xerox, 1972.
- ROBINSON, R.V. et J. KELLEY, « Class as conceived by Marx Dahrendorf: effects on income inequality, class consciousness and class conflict in the United States and Great Britain », *American Sociological Review*, XLIV, février 1979: 38-58.
- ROSENBERG, M., *The Logic of Survey Analysis*, New York, Basic Books, 1968.
- SIMARD, J.-J., « La longue marche des technocrates », *Recherches sociographiques*, XVIII, janvier-avril 1977: 93-132.
- SNYDER, D., M.D. HAYWARD et P.M. HUDIS, « The location of change in the sexual structure of occupations, 1950-1970: Insights from labor market segmentation theory », *American Journal of Sociology*, LXXXIV, novembre 1978: 706-712.
- SPIELERMAN, S., « Careers, labor markets structure and socio-economic achievement », *American Journal of Sociology*, LXXXIII, novembre 1977: 551-593.
- SPRADLEY, J.P. et B.J. MANN, *The Cocktail Waitress*, New York, Wiley, 1975.
- STOLZENBERG, R.M., « Occupations, labour markets and the process of wage attainment », *American Sociological Review*, XL, octobre 1975: 645-665.
- SULLEROT, É., *L'emploi des femmes et ses problèmes dans les états membres de la communauté européenne*, Luxembourg, Office des publications officielles des communautés européennes, 1973.
- SUTER, L.E. et H.P. MILLER, « Income differences between men and career women », *American Journal of Sociology*, LXXVIII, janvier 1973: 200-212.
- SWAFFORD, M., « Sex differences in soviet earnings », *American Sociological Review*, XLIII, août 1978: 534-541.
- TANNENBAUM, A.S., *Hierarchy in Organizations: An International Comparison*, San Francisco, Jossey Bass, 1974.
- THUROW, L.C., *Poverty and Discrimination*, Washington, Brookings Institution, 1969.
- Z.-LOPATA, H., *Occupation: Housewife*, New York, Oxford University Press, 1971.