

1



LIBR-00848

*Études préparées pour
la Commission royale d'enquête
sur la situation de la femme
au Canada*

*Préparée à l'intention de
l'Association canadienne
des professeurs d'université*

**Étude comparative sur les traitements
et les avantages sociaux
accordés aux hommes et aux femmes
qui enseignent
dans les universités canadiennes**

par:

*R.A.H. Robson, Ph.D.,
Professeur de sociologie,
Université de la Colombie britannique*

*Mireille Lapointe, B.A., B.Sc.,
Chargé de recherche,
Association canadienne
des professeurs d'université.*

La présente étude a été effectuée pour la Commission royale d'enquête sur la situation de la femme au Canada. Sa publication sous les auspices de la Commission ne signifie pas nécessairement que celle-ci souscrive aux opinions qui y sont exprimées.

INTRODUCTION

Le présent rapport a pour but de déterminer dans quelle mesure les femmes qui sont professeurs dans les universités canadiennes sont victimes de discrimination, particulièrement dans les domaines suivants:

- (a) traitements
- (b) avancement
- (c) méthodes d'engagement nomination
- (d) régimes de caisse de retraite, assurance-vie et pension d'invalidité.

Nous avons commencé notre travail en 1965, sous les auspices de l'A.C.P.U. qui avait constitué un comité d'étude sur la question, et nous avons publié le rapport provisoire de ce comité dans le numéro d'octobre 1966 de la revue de l'A.C.P.U. Vers la fin de 1967, la Commission royale d'enquête sur la situation de la femme au Canada a accepté de financer la confirmation de cette étude.

Comme nous disposions de peu de ressources pour nos recherches, nous nous sommes bornés à enquêter sur la discrimination relative aux traitements, à l'avancement et aux nominations, et nous nous sommes livrés à une analyse des données existantes qui ont été réunies par le Bureau fédéral de la statistique. En raison de la nature de ces données, notre étude de la discrimination est beaucoup moins détaillée et moins concluante dans les domaines de l'avancement et des nominations que dans celui des traitements.

Les résultats de ces travaux sur la discrimination dont sont victimes les femmes, en ce qui concerne les régimes de caisse de retraite, l'assurance-vie et les pensions d'invalidité, se trouvent dans la seconde partie de notre étude. Ces résultats sont fondés sur les données réunies en 1965 et 1966, et en 1968-1969, à l'aide de questionnaires envoyés à toutes les universités canadiennes.

CHAPITRE 1

Discrimination envers les femmes dans le domaine des traitements, dans le domaine de l'avancement et dans celui des nominations.

1. Les données.

Nous avons fondé notre recherche dans les domaines ci-dessus sur une analyse des (états) statistiques qui donnent le traitement annuel de base pour tous les membres de facultés des universités canadiennes au cours de l'année universitaire 1965-1966. Ces renseignements sont fournis au Bureau fédéral de la statistique par les comptables des universités et nous ont été remis sous forme de cartes perforées, avec certaines réserves et omissions volontaires pour éviter que l'on puisse identifier les universités, les professeurs et leurs traitements. En plus du traitement, les cartes perforées contenaient les renseignements connexes suivants, que nous avons utilisés dans notre analyse :

- (a) sexe
- (b) région (quatre classes: la région de l'Atlantique, l'Ontario, le Québec, la région de l'Ouest)
- (c) importance de l'université (cinq classes, basées sur le nombre des étudiants: 5,000, de 2,000 à 4,999, de 1,000 à 1,999, de 500 à 999, de 0 à 499)
- (d) direction de l'université (trois classes: direction provinciale, direction ecclésiastique, divers)
- (e) titres universitaires (cinq classes: doctorat, maîtrise, premier grade d'enseignement, baccalauréat ès arts et aucun diplôme)
- (f) date de naissance $\frac{1}{/}$ (quatre classes: âgés moins de 34 ans, de 35 à 44 ans, de 45 à 54 ans, de plus de 55 ans)
- (g) domaine (nous avons réparti en 18 classes les 67 domaines sur lesquels le Bureau fédéral de la statistique possède des renseignements)
- (h) rang (six catégories: doyen, directeur de département, professeur titulaire agrégé, professeur adjoint, divers)

Ces renseignements portent sur 11,156 membres du corps enseignant, qui comprennent 9,711 hommes et 1,385 femmes.

2. Façon de procéder $\frac{2}{/}$

Au cours de l'année scolaire 1965-1966, le traitement moyen des hommes faisant partie du corps enseignant était de \$10,690 tandis que celui des femmes, était de \$8,428, soit une différence de \$2,262 par an à l'avantage des hommes.

Avant de pouvoir prétendre que cet écart constitue une discrimination envers les femmes, nous devons voir si ces dernières sont inférieures aux hommes en ce qui concerne les facteurs qui déterminent normalement les traitements dans les universités. Supposons, par exemple, que le traitement d'un professeur soit fixé en fonction de sa compétence. En pareil cas, si les femmes qui sont professeurs d'université se montraient moins compétentes que les hommes, on s'attendrait tout naturellement à ce qu'elles reçoivent une rémunération inférieure à celle des hommes sans que cela constitue une discrimination.

Par conséquent, dans la présente étude, nous avons tout d'abord établi l'incidence, sur le traitement, de chacune des huit caractéristiques énumérées précédemment 3/. Cela n'a d'ailleurs pas été chose facile, car un grand nombre de facteurs entrent en ligne de compte, même dans la comparaison la plus simple. Si on essaie par exemple de déterminer la différence de traitement entre l'Ontario et la région de l'Atlantique, on s'aperçoit rapidement qu'une comparaison des traitements moyens des professeurs n'est pas suffisante, parce que ces moyennes peuvent indiquer des différences dans la proportion des femmes, dans la proportion des professeurs titulaires, dans la proportion des professeurs des écoles de médecine, etc. Chacun de ces facteurs peut en lui-même affecter les traitements des professeurs d'université, dans ces deux régions.

Le problème ne peut pas non plus être simplement résolu en modifiant la classification et en restreignant la comparaison entre les deux régions à des groupes standardisés tels que des "professeurs titulaires masculins possédant un doctorat et vingt ans d'expérience dans les départements de sociologie des grandes universités sous juridiction provinciale," car le nombre d'individus qui pourraient servir de sujets de comparaison est si faible que les résultats risqueraient d'être affectés par les lois du hasard. Il existe heureusement, en matière de statistique, des méthodes plus complexes et dans la présente étude nous avons utilisé celle de l'analyse de régression multiple. L'un des résultats les plus frappants de cette technique, c'est que nous avons pu établir l'incidence moyenne du fixe pris comme caractéristique indépendante sur le traitement des professeurs 4/.

Deuxièmement, nous avons cherché à établir dans quelle mesure la différence dans la moyenne des traitements des hommes et des femmes peut être attribuée aux différences existant entre ces deux groupes, en ce qui concerne les caractéristiques qui déterminent la rémunération. Nous y

sommes parvenus en prenant l'effet que chaque classe de variables a sur les traitements et en évaluant chacun de ces éléments par rapport à la différence applicable entre les distributions des hommes et les distributions des femmes comprises dans chaque classe, pour chaque caractéristique 5/.

3. Résultats

(a) Sexe

Comme le montre le tableau 1, un peu plus de la moitié de l'écart (\$2,262) entre les traitements moyens des hommes et ceux des femmes a pour cause directe la différence de sexe 6/. Autrement dit, pour le même genre d'université (en se basant sur l'importance, la direction et la région), dans le même domaine, au même échelon et avec la même compétence (d'après les titres universitaires), les femmes gagnent en moyenne \$1,199 de moins que les hommes.

Nous devons cependant faire remarquer qu'il arrive, très rarement que les femmes gagnent plus que leurs collègues masculins. Par exemple, dans une université de juridiction provinciale ayant environ 5,000 étudiants, dans la région de l'Atlantique et dans la région de l'Ouest, une femme âgée de moins de 50 ans, qui est nommée professeur adjoint, professeur agrégé ou professeur titulaire d'économie domestique aura, quels que soient ses titres universitaires, plus de chances d'obtenir une rémunération élevée qu'un homme possédant le même diplôme et les mêmes caractéristiques professionnelles. C'est également le cas pour les femmes âgées de moins de 30 ans dans les grandes universités de juridiction provinciale, dans la région de l'Atlantique et dans la région de l'Ouest et qui se sont spécialisées dans les domaines de l'optométrie et de la pharmacie. Dans ces deux cas, leur traitement tend à être plus élevé que celui des hommes occupant des postes semblables. Mais, cela ne se produit que rarement, et ces cas isolés sont largement compensés par des exemples du contraire.

Si on fait abstraction de l'incidence du sexe sur les traitements, les sept autres facteurs affectent les femmes d'une façon différente et font qu'en moyenne elles touchent \$1,050 par an de moins que les hommes. En outre, à l'exception de l'âge, chacune des variables a pour effet d'augmenter la différence entre le revenu moyen des hommes et le revenu moyen des femmes. Il est important de noter que c'est le rang qui, de loin, exerce la plus grande influence.

Nous devons à présent entrer dans le détail des effets qu'ont chacune de ces sept variables sur la différence qui existe entre les traitements des hommes et ceux des femmes. Ces effets proviennent d'une combinaison des différences "d'effet de composante pure" (comme il est montré au tableau 1), et de différences dans les distributions des hommes et les distributions des femmes dans les diverses catégories d'une variable ou d'un attribut. Dans notre analyse, nous essaierons de résumer l'importance relative de chacune de ces caractéristiques, qui se conjuguent pour constituer la différence entre les traitements des hommes et ceux des femmes.

(b) Région

Dans la région de l'Atlantique et dans la région de l'Ouest, la proportion de femmes qui sont professeurs d'université est légèrement plus élevée que dans le Québec et dans l'Ontario et, dans les barèmes de traitements que paient les universités, on trouve moins de traces de discrimination 7/ selon le sexe du professeur. C'est ainsi que la différence entre les traitements moyens des hommes et ceux des femmes est réduite d'environ \$70. Cette réduction se trouve néanmoins plus que compensé par le fait que dans le Québec et l'Ontario la rémunération des femmes est généralement inférieure de presque \$200 aux salaires masculins. Par conséquent, cela a pour résultat d'augmenter la différence de traitement entre les hommes et les femmes d'environ \$40 et cela à l'avantage des hommes.

Si l'on examine les trois régions dans lesquelles les universités anglophones prédominent, il est intéressant de noter que, dans la région de l'Atlantique et dans la région de l'Ouest, où la discrimination selon le sexe en ce qui concerne les traitements est moins répandue, les femmes ont tendance à être en plus grand nombre, tandis que dans l'Ontario, où les traitements reflètent une discrimination plus importante, les femmes sont moins nombreuses. Il est possible que cette situation provienne de ce que les femmes sont attirées par les universités dans lesquelles il y a moins de discrimination au point de vue du traitement, ou cela peut aussi vouloir dire que les universités où les femmes sont nettement moins payées que les hommes, préfèrent nommer des hommes plutôt que des femmes. D'un autre côté, dans le Québec, où l'écart entre les traitements des hommes et ceux des femmes est presque aussi grand que dans l'Ontario, il y a une proportion légèrement plus élevée de femmes qui enseignent dans les universités. Il est possible que cette caractéristique des universités du Québec soit due à l'absence de postes offerts aux femmes francophones dans le

reste du Canada, où les universités sont en majorité de langue anglaise.

(c) Effectifs des étudiants

Dans les universités dont l'effectif va de 500 à 4,999 étudiants, l'échelle des traitements étant elle-même réduite, l'écart entre les hommes et les femmes dans les moyennes de rémunérations se trouve réduite d'autant. Dans les universités qui ont un effectif de moins de 500 étudiants, ou de 5,000 et plus, et particulièrement dans le premier cas, les différences de traitements dues à la différence de sexe sont plus élevées et c'est précisément dans ces très petites ou très grandes universités que l'on trouve une proportion plus élevée de femmes que d'hommes. Cette situation a pour résultat d'augmenter la différence entre la moyenne des traitements des hommes et la moyenne de ceux des femmes d'un peu moins de \$30.

(d) Direction

Dans les trois types d'universités, qu'elles soient de juridiction provinciale, ecclésiastique ou autre, les répartitions des hommes et des femmes sont essentiellement les mêmes. Par conséquent, l'effet net de cette caractéristique est principalement une fonction de discrimination dans les rémunérations en ce qui concerne le sexe des professeurs, particulièrement dans les universités dites "provinciales", où l'on trouve un plus grand écart entre la moyenne des traitements masculins et la moyenne des traitements féminins, que dans les deux autres genres d'universités. Il en résulte que la différence entre le traitement des hommes et celui des femmes est très faible, puisqu'il n'augmente la différence que d'environ \$15 à l'avantage des hommes.

(e) Titres universitaires

Les universités payent en général aux femmes qui possèdent un doctorat, un traitement voisin de celui que reçoivent les hommes titulaires du même diplôme, ce qui n'est pas le cas des femmes qui n'ont pas ce titre universitaire. Cette situation se trouve cependant compensée du fait que beaucoup moins de femmes que d'hommes, dans le corps enseignant, ont un doctorat.

De la même façon, bien que l'écart des traitements dû à la différence de sexe, soit plus grande parmi les professeurs dont le titre universitaire consiste en un premier grade d'enseignement, la proportion des femmes dans cette catégorie

est légèrement plus faible et compense à peu près l'effet de cette composante sur la différence de traitement.

Les effets des deux autres diplômes (maîtrise et baccalauréat ès arts), sur la différence de rémunération entre les hommes et les femmes, sont plus importants mais ont des effets contraires. C'est ainsi qu'une femme ayant une maîtrise a plus de chance de recevoir un traitement qui se rapproche de celui d'un homme, tandis qu'une femme qui ne possède qu'un baccalauréat ès arts ou qui n'a pas du tout de diplôme, gagne moins qu'un homme qui se trouve dans des circonstances semblables. Bien que dans chaque cas la proportion des femmes soit nettement plus élevée que celle des hommes, lorsque l'on combine les deux catégories, l'incidence du sexe sur les traitements moyens se trouve à peu près annulée. C'est pourquoi l'écart des traitements est très faible et ne s'élève qu'à \$12 à l'avantage des hommes.

(f) Âge

L'âge réduit l'écart moyen des traitements entre les sexes d'environ \$178. Cette situation est due probablement au fait que la proportion des femmes est plus élevée dans la classe d'âge de moins de 35 ans, pour laquelle la différence de traitement se situe entre \$430 et \$750 de moins que pour les trois autres classes d'âge.

(g) Domaines d'enseignement

Dans toutes les disciplines, à l'exception d'une seule, celle de l'économie ménagère, la moyenne des traitements masculins est plus élevée que la moyenne des traitements féminins et cela bien que les six autres facteurs restent sans effet. Les différences entre les traitements des hommes et ceux des femmes sont de l'ordre de \$550 à \$2,120 en faveur des hommes. Même dans le domaine de l'économie ménagère, le traitement féminin ne dépasse en général que de \$120 le traitement masculin habituel dans la même spécialité.

On trouvera ci-dessous les disciplines qui ont pour effet d'augmenter ou de réduire l'écart des traitements entre les hommes et les femmes, de plus de 200 dollars par an.

<u>Ecart augmenté</u>	<u>Ecart inchangé</u>	<u>Ecart diminué</u>
Hygiène et soins infirmiers \$921	Physique appliquée \$24	Economie ménagère \$1,319
Administration 684	Autres sciences sociales pures 6	Optométrie et pharmacie 648
Art dentaire et médecine 553	Education 8	Histoire 406
Biologie 433	Commerce 33	Autres sciences sociales appliquées 331
Agriculture et forêts 328	Sciences politiques 75	
Physique pure 203	Economiques et sciences politiques 88	
	Droit 107	
	Humanités 121	

Comme le montre le tableau ci-dessus il y a quatre domaines dans lesquels l'écart des traitements dû à la différence de sexe est nettement moins élevé. Cela ne veut pas dire cependant que les femmes gagnent davantage dans ces domaines que dans d'autres. Dans tous ces cas, les traitements des femmes se situent à peu près dans la moyenne de ce que gagnent les femmes en général. La diminution de l'écart provient du fait que, dans ces quatre domaines, les traitements des hommes sont au-dessous de la moyenne. D'un autre côté, si l'on regarde les six exemples dans lesquels les écarts entre hommes et femmes sont plus élevés, on s'aperçoit que, dans tous les cas, à l'exception d'un seul, celui de l'agriculture, les traitements masculins se situent à peu près dans la moyenne ou sont considérablement plus élevés; de plus dans tous les cas à l'exception d'un seul, celui de l'art dentaire et de la médecine, les traitements des femmes tombent au-dessous de la moyenne.

En résumé, dans les quatre domaines où la différentielle de traitement est réduite, le fossé n'est pas réduit parce que les femmes gagnent plus dans ces domaines, mais tout simplement parce que les hommes gagnent moins. Lorsque l'écart augmente, cela provient de ce que les femmes sont généralement moins rétribuées dans ces domaines que dans d'autres, tandis que les hommes gagnent habituellement davantage.

Comme on le voit d'après le tableau III, il n'existe que cinq domaines dans lesquels la proportion de femmes qui y enseignent est plus grande que la proportion des hommes. Ces spécialités sont celles des hygiénistes et du personnel infirmier, de l'enseignement, des humanités, de certaines sciences sociales appliquées et de l'économie ménagère. C'est chez les hygiénistes et chez le personnel infirmier que l'on trouve la plus grande discrimination, en matière de rémunération, envers les femmes. Dans les domaines de l'enseignement et des humanités, les hommes et les femmes gagnent à peu près la même somme et dans certaines sciences sociales appliquées, la différentielle de traitement d'après le sexe se trouve réduite d'environ \$330. Finalement, dans le domaine de l'économie ménagère, on constate une discrimination de sexe mais dans le sens opposé, puisque la moyenne des traitements des hommes est légèrement inférieure à la moyenne de ceux des femmes.

Il est intéressant d'étudier les deux cas, qui se situent aux extrémités du continu. Nous voulons parler des hygiénistes, du personnel infirmier et de l'économie ménagère. Il existe une proportion relativement importante de femmes qui choisissent ces domaines (11.8 pour cent et 8.2 pour cent respectivement), et leurs moyennes de traitements sont assez rapprochées, car la différence est de \$211 seulement. Cependant, chez les hygiénistes et chez le personnel infirmier, le traitement des hommes dépasse de plus de \$900 celui des femmes, tandis que dans le domaine de l'économie ménagère le traitement des femmes est supérieur à celui des hommes, la différence s'élevant à \$1,300. C'est pour cette raison que, dans ces deux domaines, la différence des traitements des hommes s'élève à plus de \$2,000. Dans le domaine de l'économie ménagère, les salaires sont généralement inférieurs à ceux que les hommes gagnent normalement, et la différence est de \$1,250, tandis que chez les hygiénistes et chez le personnel infirmier, les salaires dépassent de \$750 le salaire masculin typique. Il semble vraisemblable que les hygiénistes et les membres du personnel infirmier masculins viennent du domaine de la médecine qui généralement paie aux hommes des traitements au-dessus de la moyenne (il existe une différence de \$1,367), tandis que les hommes travaillant dans le domaine de l'économie domestique viennent de professions où les

traitements sont basés sur le salaire moyen masculin, ou lui sont même inférieurs.

S'il est exact que les hygiénistes et le personnel infirmier viennent du domaine de la médecine, il est intéressant de noter que le salaire normal que reçoit le personnel pré-médical masculin est d'environ \$600 inférieur au traitement des hommes dans le domaine de l'art dentaire et de la médecine. Cette situation justifie le postulat que les salaires des hommes, lorsque ces derniers travaillent dans une discipline où les femmes sont en nombre supérieur, sont affectés par les barèmes inférieurs de salaires auxquels on paie généralement les femmes dans cette discipline. Au tableau IV figurent les proportions d'hommes et de femmes dans chaque domaine.

Finalement, toujours en ce qui concerne les traitements, les disciplines qui influent le plus sur l'écart des traitements entre les hommes et les femmes sont l'art dentaire et la médecine, la biologie, l'hygiène et les soins infirmiers, qui sont tous étroitement reliés à la médecine, et ensuite, la physique et l'administration. D'un autre côté, les traitements des professeurs d'histoire ont tendance à réduire légèrement la différence entre la moyenne des rémunérations des hommes et la moyenne de celle des femmes. La différence entre la répartition des hommes et celle des femmes dans des différentes disciplines a pour effet d'augmenter la différence de la moyenne de traitement d'un peu plus de \$90 à l'avantage des hommes.

(h) Rang

Dans les trois rangs du professorat, qui sont ceux de professeur adjoint, de professeur agrégé et de professeur titulaire, la discrimination de traitement envers les femmes est beaucoup moins importante qu'elle ne l'est dans les deux postes administratifs de doyen et de recteur et dans la catégorie intitulée "divers". Par ailleurs, la proportion de femmes qui occupent les deux postes administratifs supérieurs et les deux postes supérieurs du professorat (professeur agrégé et professeur titulaire), est plus faible que la proportion des hommes, tandis qu'à l'échelon de professeur adjoint, la proportion d'hommes et de femmes est à peu près la même. Il en résulte que les écarts de traitement entre les sexes s'annulent mutuellement.

Comme l'indique le tableau I, il existe une proportion beaucoup plus élevée de femmes que d'hommes, à savoir 43.7 pour cent de femmes contre 17.9 pour cent d'hommes, dans la

catégorie appelée "divers". Bien que l'écart des traitements, du uniquement à la différence de sexe, se trouve augmenté en moyenne de \$102 seulement, le fait qu'il y a presque deux fois et demie plus de femmes que d'hommes dans cette catégorie augmente l'écart des traitements de \$1,115.

Comme l'effet du rang sur l'écart des traitements dû au sexe est beaucoup plus élevé que ceux de tous les autres facteurs réunis, nous l'étudierons avec beaucoup de soin. Nous devons souligner que le rythme d'avancement dans le professorat a des effets importants sur les niveaux des rémunérations, surtout si l'on considère que les différences de traitement entre les divers échelons, sont beaucoup plus élevées que pour les composantes des autres facteurs. En d'autres termes, le moyen d'éviter les augmentations de traitement consiste à retarder ou à restreindre les avancements.

A chaque rang du professorat, le traitement normal d'une femme est plus faible que celui d'un homme dans la même situation. Ce désavantage pour les femmes varie de \$433 pour les professeurs agrégés et va jusqu'à \$2,790 pour les doyens. En outre, comme nous l'avons déjà indiqué, les femmes ont moins de chances que les hommes d'être nommées aux quatre rangs supérieurs et elles sont le plus souvent nommées au rang le plus bas. On peut se demander, par conséquent, si le fait que les hommes occupent des fonctions généralement plus élevées que les femmes se justifie par une plus haute compétence.

Comme le montre le tableau V, à chaque niveau de compétence évaluée d'après les titres universitaires, qui correspondent à la formation, et d'après l'âge, qui correspond à l'expérience, la femme professeur occupe un poste inférieur à celui de son collègue masculin. Le tableau VII montre les résultats des tests statistiques de la signification des $\frac{8}{}$ différences entre les proportions d'hommes et les proportions de femmes qui, dans chaque poste, ont la même compétence (considérée en fonction du diplôme). Il est évident que dans la plupart des cas, la proportion d'hommes dans les échelons supérieurs est beaucoup plus élevée qu'on ne pourrait s'y attendre, si l'on considère la proportion d'hommes dans chaque catégorie de diplômes. Réciproquement, aux échelons inférieurs la proportion de femmes est, dans la plupart des cas, beaucoup plus élevée.

Au fur et à mesure que l'âge augmente, la discrimination relative au sexe diminue dans les rangs et aussi pour les femmes qui détiennent des grades supérieurs. Ces données prouvent clairement aussi que l'avancement des femmes d'un

rang à l'autre se fait beaucoup plus lentement que pour les hommes. Jusqu'à ce que les femmes atteignent la soixantaine, la proportion de celles qui possèdent un doctorat et qui se trouvent aux rangs supérieurs a tendance à être plus faible que la proportion des hommes dans le même cas. A de très rares exceptions près (principalement chez les professeurs agrégés et pour celles qui ont dépassé 55 ans), dans toutes les fonctions, la proportion de femmes qui possèdent un doctorat est plus faible que la proportion des hommes ayant obtenu ce grade. D'un autre côté, à l'exception d'un seul cas, la proportion de femmes qui possèdent un doctorat dans les deux rangs inférieurs, est toujours plus élevée que la proportion des hommes au même niveau. C'est à peu près la même situation qui se présente dans le cas des femmes pour les trois autres catégories où les grades universitaires sont les plus élevés.

Seules les femmes qui possèdent un doctorat ont autant de chances que les hommes d'arriver au poste de doyen, et encore cela ne se produit que lorsqu'elles ont 60 ans ou plus. Quel que soit son âge, la femme qui possède une maîtrise a beaucoup moins de chances de devenir doyen qu'un homme possédant le même diplôme. On ne connaît pas d'exemple de femmes occupant le poste de doyen et qui ne soit titulaire que d'un premier grade d'enseignement, d'un baccalauréat ès arts ou qui ne possède aucun diplôme. Et pourtant, il existe des hommes qui n'ont pas plus de titres et qui occupent les fonctions de doyen.

La possibilité qui s'offre aux hommes et aux femmes de même compétence, d'être nommés directeurs de département est la même que dans le cas des doyens.

En mettant les choses aux mieux, une femme qui possède la même compétence qu'un homme a environ 33 pour cent de chances de moins que lui de devenir professeur titulaire avant d'atteindre l'âge de 50 ans.

Dans le cas des professeurs agrégés et des professeurs adjoints, on trouve en général une proportion plus élevée d'hommes jeunes qui occupent ces fonctions, tandis que chez les professeurs plus âgés, on trouve une plus grande proportion de femmes. Cette situation est due sans doute au fait qu'une plus grande proportion d'hommes d'un certain âge ont obtenu de l'avancement et que l'on a tendance à laisser les femmes plus longtemps dans les postes inférieurs. Les données du tableau VI viennent justifier notre opinion quand nous postulons que le rythme d'avancement est plus lent pour les femmes que pour les hommes, même à compétence égale.

Dans chacune des 21 comparaisons, qui mettent en cause des hommes et des femmes possédant les mêmes titres universitaires et ayant les mêmes fonctions, la moyenne d'âge des femmes est plus élevée que celle des hommes. La différence va d'un an à 11.4 ans.

Nous allons examiner à présent le cas des professeurs d'université qui ne sont nommés à aucun des rangs normaux, c'est-à-dire ceux qui sont compris dans la catégorie "divers". Comme nous l'avons déjà fait remarquer, il y a 43.7 pour cent de femmes qui ne sont pas nommées à un échelon normal du professorat, alors qu'il n'y a que 17.9 pour cent d'hommes dans la même situation. Bien que cela soit dû en partie à ce que les femmes ont une compétence moindre (toujours en se basant sur les titres universitaires), il est évident que cela est dû également au fait que les femmes n'accèdent que plus rarement aux rangs supérieurs du professorat, même à compétence égale à celle des hommes. Nous devons également noter, en prenant le diplôme comme constante, que dans chaque classe d'âge jusqu'à 59 ans, il existe une proportion plus élevée de femmes qui se trouvent en dehors des échelons habituels du professorat.

Dans le cas des personnes âgées de moins de 34 ans, la différence absolue dans la proportion de femmes et d'hommes qui ne sont pas nommés à l'un des rangs normaux du professorat, est généralement plus élevée qu'elle ne l'est chez les enseignants plus âgés. La seule exception se trouve chez les professeurs dont le seul diplôme est un premier grade d'enseignement. Etant donné qu'on a toute raison de supposer qu'une proportion relativement élevée des personnes de cette classe d'âge a été engagée récemment, les données laissent entendre qu'au moment de leur engagement les femmes sont nommées beaucoup plus souvent à des grades inférieurs que ne le sont les hommes, même lorsque la compétence est la même dans les deux cas.

Conclusion

En terminant cette partie de notre étude, nous aimerions souligner ce qui nous semble être une tendance alarmante. Au cours des années, de 1956-1957 à 1963-1964, l'écart entre les traitements médians des deux sexes est passé de \$1,232 à \$1,770. Proportionnellement au traitement médian des hommes, celui des femmes est descendu de 82 pour cent à 80 pour cent. Bien que les moyennes de traitements masculins et les moyennes de traitements féminins utilisées dans notre analyse ne soient pas directement comparables, puisque ce sont des chiffres moyens plutôt que des chiffres médians,

la différence entre les moyennes de traitements masculins et les moyennes de traitements féminins était de \$1,262 en 1965-1966, et la moyenne de la rémunération des femmes ne s'élevait qu'à 78.8 pour cent de la moyenne de celle des hommes 9/.

TABLEAU 1

Incidence de la distribution différentielle, dans toutes les variables, sur l'écart entre la moyenne des traitements masculins et celle des traitements féminins pour l'année 1965-1966

Variable ou attribut	Proportion masculine	Composante \$	Composante pondérée	Pro- portion féminine	Compo- sante \$	Compo- sante pondérée	Effet de la compo- sante		Effet combiné sur	
							\$ M	\$ F	\$ M	\$ F
Région										
Atlantique	9.76	-	96.73	11.19	-	830	-	166	-	2.15
Québec	22.31	503	111.91	24.26	323		82.32	179	-	29.59
Ontario	37.40	389	148.14	31.91	201		65.16	197	-	82.98
Ouest	30.53	93	28.29	32.64	306		101.63	213	+	73.34
		Effet sur \$ M =	191.61	Effet sur \$ F =	+ 150.23					41.38
Nombre d'étudiants										
5,000 +	52.47	373	194.91	57.84	234		134.82	139	-	60.09
2,000 - 4,999	31.46	112	35.10	26.35	280		74.20	-	168	+ 39.10
1,000 - 1,999	6.05	134	8.07	4.77	33		1.64	-	101	+ 6.43
500 - 999	6.51	96	6.27	5.70	158		11.75	-	254	+ 18.02
0 - 499	3.51	256	8.93	5.34	639		41.07	383	-	32.14
			+ 206.74							28.68
Direction										
Provinciale	43.88	401	175.36	44.84	239		108.88	162	-	66.48
Ecclesiastique	20.54	89	18.18	22.89	10		2.44	-	99	+ 20.62
Autre	35.58	312	110.58	32.27	249		80.19	-	63	+ 30.39
			+ 46.60							15.47

Variable ou attribut	Proportion masculine	Compo- sante \$	Composante pondérée	Proportions féminines	Compo- sante \$	Composante pondérée	Effet de Effet				
							la composante	M	F	combinée sur	
							\$	\$	\$	\$	\$
Titres universitaires											
Doctorat	48.89	70	34.12	24.33	106	28.62	-	36	-	-	5.50
Maîtrise	32.88	157	51.38	45.63	3	1.36	-	160	+	-	52.74
Premier grade d'enseignement	6.60	354	23.55	5.56	213	11.99	-	141	-	-	11.56
Baccalauréat ès arts ou sans diplôme	11.63	267	30.65	24.48	322	78.58	-	55	-	-	47.93
			<u>24.36</u>			<u>36.61</u>	-		-	-	<u>12.25</u>
Âge											
Au dessous de 34 ans	7.90	830	319.06	12.36	338	116.89	-	492	+	-	202.17
de 35 à 44 ans	18.14	67	23.49	21.36	2	.62	-	69	+	-	24.11
de 45 à 54 ans	35.04	381	68.55	31.24	171	41.36	-	210	-	-	27.19
âgé de plus de 55 ans	38.92	516	41.93	35.04	165	21.00	-	351	-	-	20.84
			<u>232.07</u>			<u>53.82</u>	-		+	-	<u>178.25</u>
Grade											
Doyen	2.24	4,402	97.31	.51	2,811	28.42	-	1,591	-	-	69.89
Directeur de département	7.35	2,598	188.25	2.53	2,363	59.71	-	235	-	-	128.54
Professeur titulaire	12.63	1,439	179.67	3.54	2,181	83.46	-	742	-	-	96.21
Professeur agrégé	25.68	1,268	325.07	15.67	502	83.72	-	766	+	-	241.35
Professeur adjoint	34.23	3,068	1,050.30	35.08	2,648	919.63	-	420	+	-	130.67
Divers	17.87	4,103	730.24	43.68	4,205	1,845.95	-	102	-	-	1,115.71
			<u>1,640.38</u>			<u>2,677.71</u>	-		-	-	<u>1,037.33</u>

Discipline	Variable ou attribut	Proportion masculine	Composante \$	Composante pondérée	Proportion féminine	Composante \$	Composante pondérée	Effet de la Effet combiné	
								\$ - \$ M	\$ - \$ F
Administration des affaires		2.79	319	8.75	1.01	365	3.68	684	12.43
Humanités		21.67	429	92.29	32.42	308	98.74	121	6.45
Economique et sciences politiques		3.77	14	.53	1.08	102	1.10	88	.57
Sciences politiques		1.72	235	4.01	.58	160	.92	75	3.09
Histoire		3.75	333	12.37	2.24	73	1.64	406	14.01
Autres sciences sociales pures		7.63	140	10.65	5.70	134	7.65	6	3.00
Commerce		3.00	155	4.65	.14	188	.27	33	4.38
Pédagogie		6.26	130	6.09	15.23	138	14.34	8	8.25
Droit		1.71	389	6.65	.29	496	1.44	107	5.21
Economie ménagère		.06	1,252	.76	8.16	67	5.47	1,319	6.23
Autres sciences sociales appliquées		.59	292	6.22	3.39	39	3.18	331	9.40
Biologie		6.88	124	8.52	5.63	309	17.41	433	25.93
Agriculture, Forêts, etc.		3.77	128	4.90	1.16	456	14.16	328	9.26
Art dentaire et médecine		5.32	1,367	72.61	3.61	814	34.08	553	38.53
Hygiène et soins infirmiers		.29	777	1.67	11.84	144	14.45	921	16.12
Optométrie et Pharmacie		.63	552	3.50	.29	96	.28	648	3.78
Physique pure		19.29	15	2.88	6.79	188	12.90	203	15.78
Physique appliquée		10.88	71	7.71	.43	47	.24	24	7.47
				14.64			107.87		93.23

TABLEAU II

Résumé du tableau I

	Traitements masculins	Traitements féminins	F - M
	\$	\$	\$
Terme commun (différence de sexe considérée à part)	12,169.00	10,970.00	-1,199.00
Incidence de la distribution différentielle d'après:			
Régions	+ 191.61	+ 150.23	- 41.38
Nombre d'étudiants	+ 206.74	+ 178.06	- 28.68
Direction	+ 46.60	+ 31.13	- 15.47
Rang	- 1,640.38	- 2,677.71	-1,037.33
Grades universitaires	- 24.36	- 36.61	- 12.25
Age	- 232.07	- 53.82	+ 178.25
Discipline	- 14.64	- 107.87	- 93.23
Moyennes de traitements qui en résultent	<u>\$10,702.50</u>	<u>\$ 8,453.41</u>	<u>-\$2,249.09</u>
Moyennes véritables:			
Masculine	$\frac{104,451,990}{9771} = \$10,690$	}	\$2,262.
Féminine	$\frac{11,676,780}{1385} =$		
		\$ 8,428	

Ces chiffres diffèrent légèrement de la véritable moyenne, en raison d'une combinaison de facteurs, à savoir que "les effets de composante" sont des estimations; dans le cas d'un petit nombre de professeurs nous n'avons pas obtenu les renseignements concernant toutes les caractéristiques, et pour les besoins des calculs, les chiffres ont été arrondis.

TABLEAU III

Importance de la discrimination dans les salaires, en raison de la différence de sexe, selon la discipline et la proportion d'hommes et de femmes dans chaque domaine.

Domaine	Incidence de la Composante sur les traitements féminins		Incidence de la Composante sur traitements	
	\$	M - F	%	%
Hygiène et soins infirmiers	-144	+ 921	.3	11.8
Administration des affaires	-365	+ 684	2.8	1.0
Art dentaire et médecine	+814	+ 553	5.3	3.6
Biologie	-309	+ 433	6.9	5.6
Agriculture et forêts	-456	+ 328	3.8	1.2
Physique pure	-188	+ 203	19.3	6.8
Physique appliquée	+ 47	+ 24	10.9	.4
Autres sciences sociales pures	-134	- 6	7.6	5.7
Pédagogie	+138	- 8	6.2	15.2
Commerce	+188	- 33	3.0	.1
Sciences politiques	-160	- 75	1.7	.5
Economique et sciences politiques	+102	- 88	3.8	1.1
Droit	+496	- 107	1.7	.3
Humanités	-308	- 121	21.1	32.4
Autres sciences sociales appliquées	+ 39	- 331	.6	3.4
Histoire	+ 73	- 406	3.7	2.2
Optométrie et Pharmacie	+ 96	- 648	.6	.3
Economie ménagère	+ 67	-1,319	.1	8.2
Totaux:			100.0	100.0

TABLEAU IV

Proportion d'hommes et de femmes dans
chaque discipline

Domaine	N		%	
	M	F	M	F
Commerce	293	1	99.7	.3
Physique appliquée	1,065	6	99.4	.6
Droit	166	4	97.6	2.4
Economie et Sciences politiques	371	15	96.1	3.9
Agriculture, foresterie etc.	371	17	95.6	4.4
Sciences politiques	166	8	95.4	4.6
Physique pure	1,886	94	95.3	4.7
Administration des affaires	274	14	95.0	5.0
Optométrie et Pharmacie	59	4	94.7	5.3
Histoire	362	30	92.3	7.7
Art dentaire et Médecine	518	50	91.2	8.8
Autres Sciences sociales pures	743	79	90.4	9.6
Biologie	674	78	89.6	10.4
Humanités	2,111	450	82.4	17.6
Pédagogie	616	211	74.5	25.5
Autres Sciences sociales appliquées	59	47	55.7	44.3
Hygiène et soins infirmiers	29	163	15.1	84.9
Economie ménagère	10	114	8.1	91.9
Totaux:		1,385	87.6	12.4

TABLEAU V

Proportion d'hommes et de femmes ayant le même âge et des titres universitaires équivalent à chaque échelon du professorat

Titres Universitaires	Age	N		Doyen		Directeur de département		Professeur titulaire		Agrégré		Adjoint		Divers	
		Masc.	Fem.	%M	%F	%M	%F	%M	%F	%M	%F	%M	%F	%M	%F
Doctorat	Jusqu'à 34 ans	1,532	88	.5	0	.9	1.1	2.1	0	18.4	13.5	71.5	63.7	6.5	21.6
	de 35 à 39 ans	1,063	71	.7	0	4.5	0	11.0	1.4	49.6	25.4	31.6	63.4	2.7	10.1
	de 40 à 44 ans	844	59	2.4	0	11.9	0	25.5	6.8	47.0	32.2	11.5	52.5	1.8	8.5
	de 45 à 49 ans	556	33	4.1	0	19.8	6.1	34.6	9.1	33.4	36.4	6.7	42.4	1.4	6.1
	de 50 à 54 ans	375	36	6.9	0	22.7	27.8	37.4	11.1	26.1	27.8	4.8	27.8	2.1	5.6
	de 55 à 59 ans	242	22	10.3	4.5	26.8	18.2	42.0	40.9	17.3	31.8	2.1	0	1.2	4.5
agée de 60 ans et plus	165	28	7.3	7.2	24.9	21.4	46.0	35.7	16.3	28.6	1.8	3.6	3.6	3.6	
Totaux:		4,777	337	2.5	.9	9.7	6.8	18.2	9.2	32.6	25.5	33.3	46.6	3.5	11.0
Sous-totaux:			120	3	464	23	874	31	1,557	86	1,593	157	1,690	37	37
Maîtrise	Jusqu'à 34 ans	1,563	210	.1	0	.2	0	.6	.5	5.3	0	45.0	20.0	49.0	79.5
	de 35 à 39 ans	549	91	.9	0	1.1	0	3.3	0	24.8	8.8	51.0	46.2	18.7	45.0
	de 40 à 44 ans	413	90	1.9	0	3.6	0	9.7	0	38.0	13.3	37.8	51.0	8.7	35.6
	de 45 à 49 ans	301	76	5.3	1.3	10.	0	21.0	5.3	37.3	26.3	21.0	48.8	5.0	18.4
	de 50 à 54 ans	182	72	7.7	2.8	14.8	4.2	18.7	0	36.2	33.3	16.5	36.1	6.1	23.6
	de 55 à 59 ans	127	61	15.7	1.6	18.2	8.2	20.5	3.3	30.7	39.4	9.4	32.8	5.5	14.7
âgés de 60 ans et plus	78	32	3.8	0	29.5	6.3	30.8	18.7	21.8	43.7	5.1	21.8	9.0	9.4	
Totaux:		3,213	632	2.1	0.6	4.0	1.6	6.7	2.1	19.0	16.1	38.8	34.8	29.3	44.8
Sous-totaux:			68	4	129	10	215	13	609	102	1,248	220	943	283	283

Diplôme majeur obtenu	Age	N		Doyen		Directeur de département		Professeur titulaire		Agrégré		Adjoint		Divers	
		Masc.	Fem.	%M	%F	%M	%F	%M	%F	%M	%F	%M	%F	%M	%F
Premier grade	34 ans	233	29	.4	0	.9	0	3.0	3.5	6.5	0	34.4	24.2	55.0	72.4
d'ensei- gnement	de 35 à 39 ans	119	13	1.7	0	2.5	0	2.5	0	32.8	7.7	36.2	38.4	24.4	53.8
	de 40 à 44 ans	95	8	1.1	0	15.8	0	12.6	0	32.6	0	27.4	62.5	10.5	37.5
	de 45 à 49 ans	78	8	5.1	0	16.7	0	15.4	0	32.0	37.5	24.4	50.0	6.4	12.5
	de 50 à 54 ans	54	10	9.3	0	25.9	10.	31.5	0	18.5	30.0	11.1	50.0	3.7	10.0
	de 55 à 59 ans	43	4	11.6	0	21.0	0	37.2	0	18.6	75.0	7.0	0	4.7	25.0
	de 60 ans et plus	23	5	8.7	0	17.4	20.	43.6	40.0	26.0	0	4.3	20.0	0	20.0
	Totaux:	645	77	3.1	0	9.3	2.6	11.9	3.9	20.8	3.0	27.6	35.1	27.3	45.5
Sous-totaux:				20	0	60	2	77	3	134	10	178	27	176	35
Bacca- lauréat ès arts ou aucun diplôme	34 ans	516	162	0	0	.6	0	1.0	0	4.9	.6	29.4	7.4	64.5	92.0
	de 35 à 39 ans	159	49	.6	0	3.1	0	1.9	0	25.0	0	42.8	30.6	26.4	69.4
	de 40 à 44 ans	140	46	1.4	0	5.7	0	7.2	0	35.0	0	29.2	37.0	21.4	63.0
	de 45 à 49 ans	116	27	1.7	0	11.2	0	6.0	0	37.8	18.5	22.4	33.3	20.7	48.2
	de 50 à 54 ans	89	30	1.1	0	14.6	0	21.4	0	21.4	20.0	30.4	26.7	11.2	53.4
	de 55 à 59 ans	81	17	3.7	0	22.2	0	19.8	5.9	29.6	17.7	11.1	35.3	13.6	41.1
	de 60 ans et plus	35	8	5.7	0	11.4	0	22.9	12.5	22.8	50.0	11.4	12.5	25.8	25.0
	Totaux:	1,136	339	1.0	0	5.6	0	6.0	.6	18.4	5.6	28.7	20.1	40.3	73.7

TABLEAU VI

Moyenne d'âge des hommes et des femmes ayant les
mêmes titres universitaires à chaque rang du professorat

Titres universitaires	Rang du professorat																	
	Doyen		Directeur de département		Professeur titulaire		Professeur agrégé		Professeur adjoint		Divers							
	M	F	Diff	M	F	Diff	M	F	Diff	M	F	Diff						
Doctorat	49.3	60.7	11.4	48.1	54.2	6.1	47.1	54.6	7.5	40.1	44.3	4.2	33.0	37.5	4.5	35.7	36.7	1.0
Maîtrise	49.8	52.0	2.2	51.2	56.6	5.4	48.2	54.4	6.2	42.8	51.3	8.5	34.8	42.8	8.0	32.2	35.6	3.4
Premier grade d'enseignement	50.2	-	-	48.4	57.3	8.9	49.5	51.7	2.2	42.7	50.5	7.8	36.6	41.3	4.7	32.9	35.2	2.3
Baccalauréat ès arts	51.2	-	-	49.6	-	-	50.1	59.8	9.7	44.1	52.5	8.4	38.3	42.2	3.9	34.1	35.7	1.6

TABLEAU VII

Signification des proportions de l'excédent des hommes et de l'excédent des femmes, dans la hiérarchie du professorat, comparée aux proportions relatives aux diplômés

Diplôme	Rang	F Calculé	F Tableau Valeurs	Excédent pro- portionnel de Prof. masc. Prof. fem.	Observations
Doctorats 93.4% de professeurs masculins	Doyens (97.6%M)	2.12	< 1.98 @ niveau de 5%	X	Signification @ 5%
	Directeurs de département (95.5%M)	1.37	= 1.37 @ niveau de 5%	X	Signification @ 5%
	Professeurs titulaires (96.6%M)	1.93	< 1.52 @ niveau de 1%	X	Signification @ 5%
	Prof. agrégés (94.8%M)	1.26	< 1.26 @ niveau de 5%	X	Signification @ 5% exacte
	Prof. adjoints (9.10%M)	2.79	< 1.32 @ niveau de 1%	X	Signification @ 1%
Maîtrises 83.6% de professeurs masculins	Divers (82.0%M)	3.08	< 1.62 @ niveau de 1%	X	Signification @ 1%
	Doyens (94.4%M)	2.71	< 2.47 @ niveau de 1%	X	Signification @ 1%
	Directeurs de département (92.8%M)	2.30	< 1.97 @ niveau de 1%	X	Signification @ 1%
	Professeurs titulaires (94.3%M)	3.01	< 1.84 @ niveau de 1%	X	Signification @ 1%
	Prof. agrégés (85.7%M)	1.16	= 1.17 @ niveau de 5%	X	Sans signification @ 5%
Prof. adjoints (85.0% M)	1.11	> 1.11 @ niveau de 5%	X	Sans signification @ 5%	

Diplôme	Rang	F Calculé	F Tableau Valeurs	Excédent pro- portionnel de Prof. masc. Prof. fem	Observations
Divers (76.9%M)		1.53	$1.888 < 1.24 @$ niveau de 1%	X	Signification @ 1%
Premier grade d'enseignement 89.3%	Doyens (100.0%M)	2.39	$1.2^2 = 3.23 @$ niveau de 5%	X	Sans signification @ 5%
de professeurs masculins	Directeur de département (96.8%M)	2.40	$6 < 2.19 @$ niveau de 5%	X	Signification @ 5%
	Prof. titulaires (96.3%M)	2.31	$1.8 < 2.00 @$ niveau de 5%	X	Signification @ 5%
	Prof. agrégés (93.1%M)	1.46	$1.22 > 1.54 @$ niveau de 5%	X	Sans signification @ 5%
	Prof. adjoints (86.8%M)	1.26	$358 > 1.43 @$ niveau de 5%	X	Sans signification @ 5%
	Divers (83.4% M)	1.65	$1.354 < 1.64 @$ niveau de 1%	X	Signification @ 1%
Baccalauréat ès arts et absence de diplôme 77.0%	Doyens (100%M)	3.29	$1.22 = 3.44 @$ niveau de 5%	X	Sans signification @ 5%
de professeurs masculins	Directeurs de département (100%M)	19.12	$1.2^2 = 4.78 @$ niveau de 1%	X	Signification @ 1%
	Prof. titulaires (97.1%M)	6.77	$1.6 = 2.95 @$ niveau de 1%	X	Signification @ 1%
	Prof. agrégés (91.7%M)	3.12	$1.40 = 1.64 @$ niveau de 1%	X	Signification @ 1%
	Prof. adjoints (82.7%M)	1.41	$138 = 1.39 @$ niveau de 1%	X	Signification @ 1%
	Divers (64.7%M)	1.82	$1.918 < 1.24 @$ niveau de 1%	X	Signification exacte @ 1%

CHAPITRE 2

Discrimination envers les femmes professeurs d'université en ce qui concerne les régimes de caisses de retraite et les assurances.

1. Données

Les données statistiques pour les années universitaires 1965-1966 et 1968-1969 ont été réunies au moyen de questionnaires fournis par l'association canadienne des professeurs d'université. La revue mensuelle de l'Association a publié les résultats des deux sondages dans les numéros mensuels de sa revue en avril 10/ et en octobre 11/ 1966, et en avril 12/ 1969. Au cours de l'analyse, nous utiliserons également les résultats inédits de l'étude faite en 1965-1966. Le sondage de 1965-1966 portait sur 30 établissements d'enseignement supérieur et celui de 1968-1969 a permis de recueillir des renseignements concernant 42 établissements 13/.

2. Façon de procéder

Nous examinerons les avantages sociaux dont les dispositions ne s'appliquent pas également à tous les professeurs, sans distinction de sexe, et ceux dont la valeur est fonction du salaire. Notre examen concernera les domaines suivants:

- A. Régimes de caisses de retraite.
- B. Assurance-vie.
- C. Assurance en cas d'invalidité de longue durée.

Il faut garder présent à l'esprit le facteur que nous avons utilisé dans nos calculs. Ainsi que nous l'avons expliqué clairement dans la première partie du présent rapport, les femmes professeurs reçoivent un traitement moyen qui est inférieur de \$2,262 à celui des hommes. Un peu moins de la moitié de cette différence, soit \$1,199, a pour raison directe la différence de sexe du professeur. En évaluant la signification de l'écart des traitements entre les deux sexes, en ce qui concerne les avantages sociaux, on n'a tenu compte que de la différence de \$1,199, qui est directement attribuable au sexe de la personne en cause.

3. Résultats

(a) Régimes de caisses de retraite

Dans les universités canadiennes, tous les régimes de caisses de retraite se ressemblent, quel que soit le sexe des adhérents. Dans notre analyse, nous nous intéressons à trois facteurs de différences dans l'application de ces divers régimes de caisses de retraite, c'est-à-dire: le traitement, l'âge de la retraite et le pourcentage de la rémunération que représentent les cotisations. On a considéré séparément les facteurs relatifs aux différences qui existent entre les genres de régimes de caisses de retraite qui sont:

- i) le régime à prestations indéterminées
- ii) le régime de rente forfaitaire.

Les prestations provenant d'un régime à prestations indéterminées au sujet duquel on trouvera tous les détails voulus dans la revue de l'A.C.P.U. 14/, sont versées sous forme de rentes viagères, résultant de l'accroissement de capital provenant des cotisations faites au cours des années par le professeur et par l'établissement qui l'emploie, ainsi que des bénéfices provenant des investissements. Les cotisations versées par le professeur vont de 5 à 10 pour cent du salaire.

Le tableau VIII donne une estimation des sommes supplémentaires, mensuelles et annuelles, qui seraient versées au nom d'un professeur féminin, pour le régime à prestations indéterminées s'il n'existait pas d'écart de traitement dû au sexe:

Tableau VIII - Estimation des sommes supplémentaires mensuelles et annuelles, qui seraient versées dans un régime à prestations indéterminées s'il n'existait pas d'écart de traitement dû au sexe.

Différentielle de traitement	Pourcentage de la rémunération représenté par les cotisations					Total des cotisations	
	Professeur		Université			annuelles	mensuelles
\$	%	\$	%	\$	\$	\$	
1,199	5.0	59.95	5.0	59.95	119.90	9.99	
1,199	7.0	83.93	10.0	119.90	203.83	16.99	

Comme on le voit, la somme investie dans le régime de retraite d'un professeur féminin est inférieur d'environ \$120 à \$204 par an à celui d'un homme.

Le tableau IX donne les estimations des prestations annuelles de retraite d'un régime à prestations indéterminées dont les cotisations mensuelles sont basées sur un traitement annuel de \$1,199, ainsi que les estimations des prestations annuelles supplémentaires provenant des cotisations supplémentaires d'une femme professeur, si la différence entre les moyennes de rémunération en raison du sexe devait disparaître à l'âge de 35 ans, de 40 ans, de 45 ans ou de 50 ans. Les estimations sont basées sur les chiffres du tableau X 15/.

Tableau IX - Estimations, basées sur l'âge de la retraite, des prestations annuelles provenant d'un régime à prestations indéterminées dont les cotisations mensuelles sont basées sur un traitement annuel de \$1,199

Âge lorsque la lère prime men- suelle a été versée à un régime de caisse de retraite	Prestations à l'âge de la retraite			
	retraite à 65 ans		retraite à 68 ans	
	prime mensuelle		prime mensuelle	
	\$ 9.99	\$16.99	\$ 9.99	\$16.99
âgés de 30 ans	884	1,504	1,128	1,918
âgés de 35 ans	656	1,116	845	1,437
âgés de 40 ans	476	809	622	1,058
âgés de 45 ans	332	564	445	756
âgés de 50 ans	218	370	305	518

Il est évident que si elle versait des sommes mensuelles supplémentaires à partir de l'âge de 30 ans (ce qui veut dire qu'il n'y aurait pas d'écart de traitement dû au sexe) à l'âge de la retraite une femme toucherait des prestations supplémentaires allant de \$884 à \$1,504 (si l'âge de la retraite était de 65 ans) et de \$1,128 à \$1,918 (si la retraite commençait à 68 ans).

Le tableau X donne le revenu annuel au moment de la retraite et provenant de cotisations mensuelles de \$10, investies dans des obligations à valeur fixe seulement. Ce tableau, mis en vigueur le 1er mars 1969 est publié par la Teachers' Insurance and Annuity Association - College Retirement Equity Fund (TIAA-CREF).

TABLEAU X - Rente viagère annuelle constituée avec des cotisations mensuelles de \$10 échelonnées depuis l'âge indiqué dans la colonne du centre jusqu'à l'âge de la retraite indiqué dans les colonnes en regard.

HOMMES					Âge au moment où l'assuré verse sa première cotisation	FEMMES				
Le paiement des prestations commence à:						Le paiement des prestations commence à:				
60	62	65	68	70	60	62	65	68	70	
\$	\$	\$	\$	\$	\$	\$	\$	\$	\$	
903	1 057	1 345	1 723	2 043	25	804	934	1 174	1 485	1 745
852	999	1 273	1 633	1 937	26	758	882	1 110	1 407	1 654
804	943	1 203	1 546	1 836	27	715	833	1 050	1 332	1 568
757	890	1 138	1 464	1 740	28	674	786	993	1 261	1 486
713	839	1 075	1 385	1 648	29	634	741	938	1 193	1 407
670	790	1 015	1 310	1 560	30	596	698	885	1 129	1 332
630	744	957	1 238	1 476	31	560	657	835	1 067	1 261
591	700	903	1 170	1 396	32	526	618	788	1 008	1 192
554	657	850	1 104	1 319	33	493	581	742	952	1 127
519	617	800	1 042	1 246	34	462	545	698	898	1 065
485	579	753	982	1 177	35	432	511	657	846	1 005
453	542	707	926	1 110	36	403	478	617	797	948
423	507	664	871	1 047	37	376	447	579	751	894
393	473	623	819	986	38	350	418	543	706	842
365	441	583	770	928	39	325	390	509	663	793
339	411	545	723	873	40	301	363	476	623	746
313	382	509	678	820	41	279	337	444	584	701
289	354	475	635	770	42	257	312	414	547	658
266	327	442	593	722	43	237	289	386	511	617
244	302	411	554	676	44	217	267	358	478	578
223	278	381	517	632	45	198	245	332	445	540
202	254	352	481	591	46	180	225	307	414	504
183	232	325	447	551	47	163	205	283	385	470
165	211	299	414	513	48	147	187	261	357	438
147	191	274	383	476	49	131	169	239	330	407
130	172	250	354	442	50	116	152	218	305	377
114	154	227	325	408	51	102	136	198	280	349
99	136	206	298	377	52	88	120	180	257	322
85	120	185	272	347	53	75	106	162	235	296
71	104	165	248	318	54	63	91	144	213	271
57	88	147	224	290	55	51	78	128	193	248
45	74	129	202	264	56	40	65	112	174	225
33	60	112	180	239	57	29	53	97	155	204
21	47	95	160	215	58	19	41	83	137	183
10	34	79	140	192	59	9	30	69	121	164
	22	65	121	170	60		19	56	105	145
	11	50	104	149	61		9	44	89	127
		37	87	129	62			32	75	110
		24	70	110	63			21	61	94
		11	55	92	64			10	47	79
			40	75	65				34	64
			26	58	66				22	50
			12	43	67				11	36
				28	68					24
				13	69					11

Note: Les rentes annuelles de la "Teachers' Insurance and Annuity Association" indiquées dans le barème ci-dessus sont celles qui sont en vigueur à partir du 1er janvier 1969. Le montant des dividendes n'est pas garanti et peut varier dans l'avenir.

Il est évident que le coût d'une rente viagère, dont les prestations sont les mêmes pour les hommes et les femmes, est plus élevé pour ces dernières, car elles ont une longévité plus élevée. Sur l'ensemble des cotisations versées à une caisse de retraite, une femme ne retire environ que 85 à 90 pour cent des prestations annuelles que reçoit un homme dans la même situation (ce chiffre est basé sur le tableau X). Par conséquent, pour s'assurer au moment de sa retraite un revenu égal à celui d'un homme, une femme est obligée soit d'augmenter les primes qu'elle verse, soit de retarder le moment de sa retraite. Si elle décide d'investir des sommes supplémentaires, le coût des primes qu'elle doit payer augmentera encore davantage, puisqu'il lui faudra également compenser la somme qu'elle perd en cotisations personnelles et en cotisations versées par l'université, du fait que son traitement est inférieur à celui d'un homme. Si elle choisit de retarder sa retraite, elle doit la retarder suffisamment pour compenser les frais plus élevés de la rente viagère et de l'écart de traitement (perte des cotisations versées par le professeur et par l'université).

ii) Régime de rente forfaitaire

Le revenu annuel d'un régime de rente forfaitaire qui est décrit en détail dans la revue de l'A.C.P.U. 16/, est le produit de trois facteurs: 1) un facteur qui est généralement exprimé en pourcentage de la moyenne de la rémunération 17/; 2) le nombre d'années d'adhésion au régime; 3) la moyenne de la rémunération calculée sur une période de temps précise 17/.

Dans ce régime, à l'opposé du régime à prestations indéterminées, les prestations de retraite dont bénéficie le professeur et qui proviennent de la même mise de fonds sont égales, sans distinction de sexe. Mais la femme se trouve dans une situation moins favorisée parce que son traitement est inférieur à celui d'un homme et que les cotisations qu'elle verse à la caisse des retraites sont par conséquent moins élevées.

Le tableau XI indique les prestations supplémentaires de retraite qui seraient payées à une femme, si elle recevait un traitement équivalent à celui de ses collègues masculins.

Tableau XI - Estimations des prestations supplémentaires de retraite accordées à une femme, si elle recevait un salaire équivalent à celui d'un homme.

régime de retraite	nombre d'années d'adhésion à la caisse de retraite			moyenne de l'écart des traitements	prestations de retraite	
	âge au moment de la retraite	âge au moment de l'adhésion	nombre d'années de participation			
%			no.	\$	\$	
1.5	(65	-	30)	35	1,199	629
2.0	(65	-	30)	35	1,199	839

Par conséquent, selon le facteur du pourcentage de la rémunération, la femme reçoit entre \$629 et \$839 par an de moins que son collègue masculin. La femme peut combler cette différence à l'aide de cotisations supplémentaires ou en retardant le moment de la retraite. Cependant, dans plusieurs universités, le professeur féminin ne peut avoir recours à cette solution, car l'âge de la retraite obligatoire est fixée une fois pour toutes, ainsi qu'il est montré au tableau XII. En outre, dans certaines universités les femmes doivent prendre leur retraite plus tôt que les hommes.

Tableau XIII - Âge normal de la retraite et âge obligatoire de la retraite selon le sexe en 1965-1966 et en 1968-1969.

Université	Âge normal de la retraite		Âge obligatoire de la retraite	
	homme	femme	homme	femme
Bishop				
1965-1966	67	60	70	65
1968-1969	67	60	70	67
Laval				
1965-1966	67	65	67	65
1968-1969	-	-	67	65
Nova Scotia Technical College				
1965-1966	-	-	-	-
1968-1969	-	-	65	60
St. Dunstan				
1965-1966	-	-	-	-
1968-1969	65	60	-	-
Waterloo				
1965-1966	68	65	-	-
1968-1969	65	65	65	65

(b) Assurance-vie

Toutes les universités sur lesquelles nous possédons des renseignements 18/ offrent aux professeurs masculins un régime d'assurance-vie à capital assuré basé sur le traitement. Toutefois l'université Bishop, l'université de la Colombie britannique, l'université Mount Allison, l'université d'Ottawa et l'université de Saint-François-Xavier n'avaient pas ce régime d'assurance-vie en 1965-1966 et, en 1968-1969, les universités de l'Alberta et de la Colombie britannique, l'université Memorial, l'université Mount Allison, l'université Notre-Dame de Nelson, l'université Saint-François-Xavier et l'université de Victoria ne possédaient pas non plus ce régime d'assurance-vie. Cependant, ces règlements ne s'appliquent pas uniformément aux femmes. C'est ainsi qu'en 1965-1966 à l'université du Nouveau-Brunswick, les professeurs féminins avaient le choix entre une assurance à capital assuré, basé sur le salaire, ou une assurance à valeur fixe de \$2,000.

De plus, dans certaines universités en 1965-1966, (université Acadia, université Bishop, université Lakehead, université du Manitoba, université du Nouveau-Brunswick, université d'Ottawa, université de Sherbrooke, université de Winnipeg (United), université de Waterloo, université Western, université de Windsor et université York), et en 1968-1969 (université Bishop, université Brock, université de Lethbridge, université Loyola, université du Nouveau-Brunswick, université Notre-Dame de Nelson, université de Sherbrooke, université de Trent, université de Waterloo et université Western), le capital assuré établi d'après un pourcentage du salaire ou, si l'on veut, le capital assuré maximum, était inférieur pour les femmes.

Le sondage de 1968-1969 indique que la situation a été corrigée dans six des universités indiquées ci-dessus: l'université Acadia, l'université Lakehead, l'université du Manitoba, l'université d'Ottawa, l'université de Winnipeg, l'université de Windsor et l'université York. A l'université de Sherbrooke et à l'université Western, les changements dans le régime d'assurance-vie effectués entre 1965-1966 et 1968-1969, n'ont pas changé le principe de la différence de capital assuré basée sur la différence de sexe.

Du fait que le niveau des traitements ainsi que l'âge déterminent généralement le montant du capital assuré dans une police d'assurance-vie, les régimes qui s'appliquent uniformément aux hommes et aux femmes donnent en réalité moins de protection à la femme puisque l'écart entre les

moyennes de traitement entre les hommes et les femmes est de \$1,199.

Tout régime d'assurance-vie assure évidemment une protection aux survivants en cas de décès. Mais l'assurance-vie doit également être fonction du régime des retraites. C'est pourquoi nous donnons ci-dessous deux extraits du rapport d'une commission d'étude, qui recommande indirectement des régimes d'assurance-vie uniformes, sans distinction de sexe, tant en ce qui concerne les dispositions qu'en ce qui en concerne l'application.

"Les prestations en cas de décès, dans le cadre d'un régime de caisse de retraite, doivent être complétées par une assurance-vie de groupe, de préférence une assurance temporaire décroissante. L'augmentation de ces dispositions à l'intérieur du système peut être partiellement compensée au moyen d'un régime d'assurance moins coûteux". 19/

"Une assurance-vie temporaire décroissante, ajoutée à l'augmentation des économies constituées grâce à un régime de caisse de retraite, surtout si l'employeur verse une partie des cotisations, peut constituer une protection suffisante en cas de décès..." 20/

(c) Assurance en cas d'invalidité de longue durée

Nos constatations dans le domaine de l'assurance en cas d'invalidité de longue durée 21/ ne nous permettent de faire qu'une analyse restreinte du fonctionnement des régimes selon le sexe de l'assuré.

Les prestations d'assurance en cas d'invalidité de longue durée représentent un certain pourcentage du traitement. Donc, dans le cas d'une femme, les prestations d'invalidité subissent l'effet de la différence de rémunération due à la différence de sexe. Généralement, les prestations que l'assurance paie à un professeur invalide vont de 50 à 60 pour cent du traitement.

Tableau XIII - Estimations du montant annuel supplémentaire des prestations d'invalidité pour les femmes, si elles recevaient des prestations égales à celles qui sont accordées aux hommes.

Montant des prestations en pourcentage du traitement	Différence de traitement	Différence annuelle dans les prestations d'invalidité
%	\$	\$
50.0	1,199	600
60.0	1,199	719

Donc, en raison de l'écart entre les traitements des deux sexes, un professeur féminin devenu invalide recevrait mensuellement pour n'importe quelle période d'invalidité, de \$50 à \$60 de moins qu'un homme.

POINTS SAILLANTS

De l'étude comparative sur les traitements et les avantages sociaux accordés aux hommes et aux femmes qui enseignent dans les universités canadiennes.

Etude rédigée par l'Association canadienne des professeurs d'universités, pour la Commission royale d'enquête sur la situation de la femme au Canada.

- a) Dans les universités canadiennes, au cours de l'année universitaire 1965-1966, la moyenne des traitements versés aux professeurs était, pour les hommes, de \$10,690, tandis que pour les femmes elle n'était que de \$8,428, ce qui représente une différence de \$2,262 par an à l'avantage des hommes. Autrement dit, la moyenne du traitement féminin ne représentait que 78.8 pour cent de la moyenne du traitement masculin.
- b) Un peu plus de la moitié de cet écart, soit \$1,199, a pour cause directe le sexe du professeur. Le reste, soit approximativement \$1,050, provient des autres facteurs qui affectent de différentes façons les salaires des hommes et ceux des femmes. Ces facteurs sont les suivants: la région, le nombre des étudiants, le genre de direction de l'université, les titres universitaires (pour évaluer la compétence), l'âge, la discipline et le rang.
- c) Le rang du professeur, exerce sur l'écart des traitements entre les hommes et les femmes une plus grande influence que tous les autres facteurs réunis. Il l'augmente d'environ \$1,115. À de très rares exceptions près, même lorsque les femmes possèdent la même formation et la même expérience, on trouve un plus grand nombre d'hommes aux échelons supérieurs du professorat et de l'administration (doyens, directeurs de département, professeurs titulaires et professeurs agrégés), tandis que les femmes se trouvent occupées des fonctions inférieures en qualité de professeurs adjoints et autres (chargés de cours, etc). Il semble donc que, même lorsque les femmes possèdent la même formation et la même expérience que les hommes, il s'exerce contre elles une discrimination en ce qui concerne l'avancement.
- d) L'âge, utilisé pour évaluer l'expérience, est le seul facteur qui réduise l'écart des traitements d'environ \$178 par année. Il semble que cela provienne de la proportion plus élevée de femmes appartenant au groupe d'âge de moins

de 30 ans, dans laquelle l'écart de traitement entre les deux sexes est beaucoup moins important que dans les groupes de personnes plus âgées.

e) Les facteurs représentés par la région, par le nombre des étudiants et par le genre de direction de l'université n'ont qu'un effet secondaire sur l'écart entre les traitements des deux sexes.

f) Les disciplines universitaires ont été groupées en 18 domaines. Dans six d'entre eux soit l'hygiène, les soins infirmiers, l'administration des affaires, l'art dentaire et la médecine, la biologie, l'agriculture et la foresterie, et la physique pure, l'écart des traitements atteint son maximum. Dans quatre autres domaines qui sont la physique appliquée, les autres sciences sociales pures, l'enseignement, le commerce, les sciences politiques, l'économie et les sciences politiques, le droit et les humanités, l'écart des traitements est resté au niveau de la différence de sexe prise comme facteur indépendant. Dans quatre autres domaines qui sont: l'économie ménagère, l'optométrie et la pharmacie, l'histoire et les autres sciences sociales appliquées, l'écart est moins grand. Dans ces quatre dernières disciplines cependant, les femmes ne gagnent pas plus que dans les autres spécialités et la réduction de l'écart provient du fait que dans ces spécialités, on a tendance à payer aux hommes des traitements inférieurs à la moyenne. Dans l'ensemble, le facteur représenté par les disciplines augmente l'écart des traitements d'environ \$90.

g) Les femmes professeurs d'université sont également désavantagées en ce qui concerne les avantages sociaux, tels les régimes de retraite, d'assurance-vie et d'assurance en cas d'invalidité de longue durée, par suite de l'écart entre les traitements des deux sexes et aussi à cause d'autres facteurs. C'est ainsi que dans le cas d'un régime de retraite à prestations indéterminés comme il en existe dans plusieurs universités, si l'on prend la différentielle de rémunération à 35 ans, et si l'on fixe l'âge de la retraite à 65 ans, on estime que la valeur annuelle de la rente viagère est de \$656 à \$1,116 de moins que celle à laquelle les hommes ont droit. Si le régime de retraite est établi sur la base d'une rente forfaitaire, on estime que les femmes reçoivent des prestations annuelles de retraite qui sont de \$626 à \$839 inférieures à celles versées aux hommes.

h) L'étude montre aussi qu'il existe une "tendance alarmante", en ce qui concerne les traitements des professeurs d'université. C'est ainsi que dans les années comprises entre 1956-1957 et 1963-1964 l'écart entre les traitements médians des deux sexes est passé de \$1,232 à \$1,779. Par rapport au traitement médian des hommes, celui des femmes est passé de 82 à 80 pour cent. Bien que la moyenne des traitements masculins et la moyenne des traitements féminins utilisées dans les calculs de l'A.C.P.U. ne soient pas comparables en tous points, puisque ce sont des moyennes plutôt que des chiffres médians, il est à noter qu'en 1965-1966, la différence entre les moyennes de traitement des hommes et des femmes était de \$2,262 et que la moyenne de la rémunération des femmes ne représentait que 78.8 pour cent de celle des hommes.

RÉFÉRENCES

Chapitre 1

1. Les tests auxquels on a soumis les données indiquent que les variables "âge", "année d'obtention du premier grade d'enseignement" et "année d'obtention du diplôme le plus important", servaient aussi bien l'une que les autres pour évaluer l'expérience du professeur et qu'il n'existait pas d'avantages particuliers à en utiliser plus d'une. Nous avons par conséquent dans notre analyse choisi l'âge pour évaluer l'expérience, car nous disposions plus fréquemment de ce renseignement que des deux autres variables.
2. M. James Gossland et M. William Reimer, qui se sont chargés des travaux statistiques de la présente étude, ont droit à toute notre gratitude.
3. Voir: Rosenbluth, Gideon, "The Structure of Academic Salaries in Canada", revue de l'A.C.P.U., Vol. 15, No. 4, avril 1967, pp. 19-27.
4. L'influence de divers facteurs a été évaluée au moyen d'un modèle dans lequel on a supposé que le traitement de chaque professeur forme la somme d'un nombre de composantes. On a donc

$$S - a + b + c + d + e + f + g + h + u$$

Dans le cas présent, S représente le traitement du professeur.

- a est une composante moyenne qui dépend seulement du sexe de la personne;
- b varie selon que l'université est située dans la région de l'Atlantique, dans le Québec, dans l'Ontario ou dans l'Ouest;
- c dépend du nombre des étudiants et figure dans l'une des cinq classes reconnues;
- d varie selon que la direction de l'université est provinciale, ecclésiastique ou privée;
- e dépend de l'un des 18 domaines où s'exercent les activités du professeur;

- f dépend du rang de la personne;
- g dépend de l'âge;
- h dépend des titres universitaires;
- u représente l'incidence des autres facteurs, ainsi que du hasard, sur le traitement du professeur.

Les quatre valeurs possibles de b, pour les hommes, par exemple, correspondent à zéro et il en est de même pour les femmes. De la même façon, les valeurs possibles individuelles de c, d, e, f et h, correspondent à zéro tant pour les hommes que pour les femmes. On a supposé que g était une fonction polynomiale de second ordre de l'âge.

On a évalué simultanément les valeurs de a, b, c, d, e, f, g, h, par la méthode des moindres carrés, de façon que la valeur de u, pour chaque personne, soit calculée comme une valeur résiduelle.

Il faut noter que le modèle s'adapte très bien en ce qui concerne les études du profil. Dans le tableau I, on utilise le coefficient de corrélation au carré pour expliquer 84 pour cent de la variation dans les traitements des professeurs. Cette valeur, ajoutée au fait que le nombre des observations est très élevé, permet de croire que nous pouvons nous fier aux résultats auxquels nous sommes arrivés.

5. L'analyse de régression multiple fournit des estimations des salaires des professeurs, hommes ou femmes, groupées selon diverses combinaisons des sept autres caractéristiques sur lesquelles nous possédions des renseignements. En raison de la classification de chacune de ces sept variables, il existe 103,680 possibilités de groupements, et dans chacune desquelles les hommes et les femmes possèdent respectivement la même combinaison des sept variables. Les 103,680 groupements sont composés comme il suit:

Région	Nombre des étudiants	Direction de l'université	Titres universitaires	Âge	Domaine	Echelon						
4	x	5	x	3	x	4	x	4	x	18	x	6 = 103,680

Du fait que notre échantillonnage comprenait moins de 10,000 hommes et environ 1,400 femmes, la grande majorité des 103,680 possibilités de groupements n'a pas été utilisée, c'est-à-dire qu'aucun des 11,156 professeurs compris dans notre échantillonnage ne possédait les combinaisons particulières correspondant aux caractéristiques de ces groupements. Les "effets des composantes" sont des estimations basées sur les données au sujet des traitements pour les groupes dans lesquels un ou plusieurs de nos échantillonnages s'inséreraient, mais ne tiennent pas compte du nombre de personnes de chaque groupe.

Par ailleurs, les moyennes des traitements des hommes et des femmes sont basées sur les rémunérations véritables versées aux 11,156 professeurs, rémunérations pour lesquelles nous avons obtenu des données qui sont naturellement réparties différemment sur ces 103,680 possibilités de groupements. On se rend compte, par conséquent, que la différence entre les moyennes des traitements véritables des hommes et des femmes forment la somme de tous les "effets des composantes" pour les sept variables, chacun étant pondéré selon la différence appropriée dans les distributions véritables des hommes et des femmes, correspondant à ces sept caractéristiques.

L'exemple suivant explique la façon de procéder: "L'effet de la composante" et de la région de l'Atlantique est de \$166, c'est-à-dire qu'il réduit la différence entre les traitements des hommes et ceux des femmes de \$166. Ce montant est basé sur les chiffres des 25,920 cellules (103,680 possibilités divisées en 4 régions) qui comprennent toutes les combinaisons possibles dans les classes des six autres caractéristiques qui restent. Comme nous l'avons fait remarquer précédemment, les chiffres pour ces cellules sont des estimations, car notre échantillonnage ne comprenait pas un nombre suffisant de personnes possédant ces combinaisons particulières de caractéristiques.

L'effet de cette variable sur la différence entre les rémunérations véritables des hommes et des femmes se trouve déterminé par la distribution dans les 25,920 cellules des 956 hommes et des 153 femmes qui enseignent dans la région de l'Atlantique.

Supposons que seulement 50 de ces 25,920 cellules soient vraiment remplies. Comme seuls les traitements de ces 50 cellules vont affecter la différence entre les moyennes des rémunérations véritables des hommes et des femmes et non pas

les estimations des salaires ou des "effets des composantes" des cellules qui ne sont pas remplies, (qui dans notre exemple hypothétique seraient les 25,870 cellules restantes), nous devons prendre les "effets des composantes" des hommes et des femmes des cellules remplies et en établir une pondération d'après les nombres respectifs d'hommes et de femmes dans chacune de ces cellules. On verra dans les colonnes 4 et 7 du tableau I les résultats de ces calculs, à savoir: la moyenne de "l'effet de composante" pondérée respectivement d'après les distributions des hommes et les distributions des femmes, pour chaque classe de chacune des sept variables. On trouvera dans la colonne 9 l'effet net sur la différence entre les traitements des hommes et ceux des femmes pour chaque classe de chaque variable.

6. Théoriquement, l'importance de la discrimination en matière de traitement peut aller jusqu'à \$7,049 en partant d'une situation dans laquelle un homme et une femme, dans une université du même genre, dans la même région, ou de même rang, dans le même domaine et avec la même compétence, recevront des traitements comportant une différence pouvant aller jusqu'à \$4,945 à l'avantage de l'homme (c'est-à-dire qu'un doyen possédant un premier grade d'enseignement, âgé de 60 ans ou plus, dans le domaine de l'hygiène et des soins infirmiers, dans une université à direction provinciale, comptant plus de 500 étudiants, dans l'Ontario, recevrait un salaire normal de \$18,761, dans le cas d'un homme et de \$13,816 seulement, dans le cas d'une femme), pour en arriver à une autre situation dans laquelle une femme qui se situe dans la moyenne sera payée \$2,104 de plus qu'un homme ayant une compétence comparable (à savoir: un professeur agrégé, possédant une maîtrise, âgé de moins de 30 ans, dans le domaine de l'économie ménagère, dans une université à direction ecclésiastique, située dans l'Ouest et dont le nombre des étudiants va de 500 à 999, recevrait un traitement typique de \$10,674 dans le cas d'une femme mais de \$8,570 seulement dans le cas d'un homme).

7. Nous nous rendons parfaitement compte, naturellement, que l'expression "discrimination" se rapporte habituellement à des distinctions irrégulières et qu'il existe toujours une possibilité pour que les écarts entre les traitements masculins et les traitements féminins soient dus à des différences dont nous n'avons pu tenir compte, mais qui servent de base légitime pour établir les différences dans les rémunérations. Par exemple, notre évaluation de la "compétence" d'après l'âge et les titres universitaires ne correspond peut-être pas aux compétences qui, d'après les

universités, doivent entrer en ligne de compte pour déterminer le traitement et que l'on peut considérer comme justifiées.

8. Il a été décidé que le moyen le plus simple de tester la signification des différences entre les hommes et les femmes était de trouver le pourcentage d'hommes et de femmes possédant un doctorat, une maîtrise, un premier grade d'enseignement, un baccalauréat ès arts ou n'ayant pas de diplôme (93.4%/6.6%; 83.6%/16.4%; 89.3%/10.7% et 77.0%/23.0% respectivement) et ensuite, en prenant chaque diplôme à tour de rôle, de déterminer si les écarts entre les pourcentages masculins et les pourcentages féminins à chaque échelon sont significatifs. Au début, nous avons essayé de vérifier les chiffres de chaque année d'âge, mais en raison du petit nombre de fréquences, il était difficile d'appliquer un simple test X^2 . On a finalement décidé de tester les chiffres de l'ensemble des hommes et des femmes pour chaque diplôme et pour chaque rang (chiffres du tableau V), en utilisant le test F pour les proportions, comme dans l'exemple suivant:

Doctorat.

Doyens: $H_0 : P = 0.934$

n = nombre total de doyens ayant un doctorat

k = nombre total d'hommes

$H_1 : P > 0.934$

On a donc $\phi_1 = 2(n - k - i) = 2(123 - 120 - i) = 8$

$\phi_2 = 2k = 240$

et $F = \frac{\phi_1 (1-P)}{P} = \frac{8(0.066)}{0.934} = \frac{0.528}{0.934} = 0.565$

Mais on a $F_{240}^8 < 1.98$ au niveau de 5 pour cent. On estime que la proportion d'hommes possédant un doctorat (120/123) qui peuvent être nommés doyens est inférieure à 5 pour cent, si on ne fait pas preuve de discrimination envers les femmes et si la proportion d'hommes qui possèdent des doctorats est de 93.4 pour cent. Si la proportion est plus élevée, cela signifie que la discrimination existe.

9. Pour les données concernant les traitements médians des hommes et des femmes au cours des années universitaires, allant de 1958-1959 à 1963-1964, voir: "Salaries and Qualifications of Teachers in Universities and Colleges, 1963-1964", édité par le Bureau fédéral de la statistique, division de l'Education, section de l'enseignement supérieur, Imprimeur de la Reine, Ottawa, mai 1964, p. 27. Pour les données semblables concernant l'année universitaire 1957-1958, voir: Josie, Svanhuit, "Salaries and Qualifications of Women Teaching in Canadian Universities and Colleges", The Labour Gazette, 30 novembre 1959 (étude rédigée pour le Bureau de la main-d'oeuvre féminine du ministère fédéral du Travail). Les deux séries de chiffres sont données dans la revue de l'A.C.P.U., Vol. 15, No 1, octobre 1966, p. 31.

RÉFÉRENCES

Chapitre 2

10. Lapointe, Mireille, "Rapport partiel et préliminaire sur les régimes des caisses de retraite des universités au Canada", Revue de l'A.C.P.U., Vol. 14, No 4, avril 1966, pp. 64-71.
11. Lapointe, Mireille, "Sommaire de l'étude des avantages sociaux offerts aux professeurs dans les universités du Canada: 1965-1966", Revue de l'A.C.P.U., Vol. 15, No 1, octobre 1966, pp. 66-84.
12. Lapointe, Mireille, "Etudes des avantages sociaux, 1968-1969", Revue de l'A.C.P.U., Vol. 17, No 4, avril 1969, pp. 65-140.
13. Etablissements sur lesquels a porté l'enquête de 1965-1966:

Université Acadia, université de l'Alberta, université Bishop, université de Brandon, université de la Colombie britannique, université Dalhousie, université de Guelph, université Lakehead, université Laurentienne, université Laval, université du Manitoba, université McGill, université McMaster, université Mount Allison, université du Nouveau-Brunswick, université d'Ottawa, université Queen, Collège militaire royal, université St-François-Xavier, université de St. John, université de la Saskatchewan, université de Sherbrooke, université Sir George Williams, université de Toronto, université United (Winnipeg), université de Waterloo, université Waterloo Lutheran, université Western, université de Windsor, université York.

Etablissements sur lesquels a porté l'enquête 1968-1969:

Université Acadia, université de l'Alberta, université Bishop, université de Brandon, université de la Colombie britannique, université Brock, université de Calgary, université Carleton, université Dalhousie, université de Guelph, université Lakehead, université Laurentienne, université Laval, université de Lethbridge, université Loyola, université du Manitoba, université McGill, université McMaster, université Memorial, université de Moncton, université de Montréal, université Mount Allison, université du Nouveau-Brunswick, université

Notre-Dame de Nelson, Nova-Scotia Technical College, université d'Ottawa, université Queen, Collège militaire royal, université St. Dunstan, université St. John (fusionnée avec l'université du Manitoba), université St-François-Xavier, université St. Mary, université St. Paul, (fusionnée avec l'université du Manitoba), université de Sherbrooke, université Simon Fraser, université Sir George Williams, université de Trent, université de Victoria, université de Waterloo, université de Waterloo (Lutheran), université Western, université de Windsor, université de Winnipeg, (autrefois United), université York.

15. Barème fourni par la Teachers Insurance and Annuity Association of America (TIAA), tarifs des rentes en vigueur le 1er mars 1969, Teachers Insurance and Annuity Association College Retirement Equity Fund (TIAA-CREF), New York, 1969.

16. Revue de l'A.C.P.U., Vol. 14, No. 4, avril 1966, pp 66-69; Vol. 15, No 1, octobre 1966, pp 68-69; Vol. 17, No 4, avril 1969, pp 77-88.

17. Le traitement de l'adhérent est calculé sur la période déterminée par chaque plan en particulier: par exemple, la moyenne de traitement au cours des années où l'adhérent paie des cotisations, la moyenne de traitement au cours des x années de cotisation, la moyenne de traitement au cours des y dernières années consécutives de cotisation, la moyenne de traitement au cours des z meilleures années de cotisation, etc.

18. Revue de l'A.C.P.U., Vol. 15, No 1, octobre 1966, pp 70-72; Vol. 17, No 4, avril 1969, pp 94-99, ainsi que des renseignements inédits provenant de l'enquête de 1965-1966.

19. Ingraham, Mark H., Faculty Retirement System in Canadian Universities, A report to Association of Universities and Colleges of Canada, Canadian Association of University Teachers, Canadian Association of University Business Officers (Les Presses de l'université de Toronto et les Presses de l'université Laval, Toronto, 1966), p. 40.

20. Ibid., p. 44.

21. Revue de l'A.C.P.U., Vol. 15, No 1, octobre 1966, pp 74-77; Vol. 17, No 4, avril 1969, pp 109-113.

Table des matières

Introduction 1

Chapitre 1

Discrimination envers les femmes dans le domaine
des traitements, dans le domaine de l'avancement
et dans celui des nominations 2

Les données 2
Façon de procéder 2
Résultats 4
Tableaux 15-25

Chapitre 2

Discrimination envers les femmes professeurs
d'université en ce qui concerne les régimes de
caisses de retraite et les assurances 26

Les données 26
Façon de procéder 26
Résultats 27
Points saillants 37
Références 40