Zeitschrift: Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue suisse de sociologie = Swiss journal of sociology

Herausgeber: Schweizerische Gesellschaft für Soziologie

Band: 24 (1998)

Heft: 1

Artikel: Position hiérarchique et ségrégation sexuelle verticale : le cas du canton de Genève

Autor: Ferro Luzzi, Giovanni / Flückiger, Yves

DOI: https://doi.org/10.5169/seals-814258

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Mehr erfahren

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. En savoir plus

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. Find out more

Download PDF: 12.12.2025

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, https://www.e-periodica.ch

POSITION HIÉRARCHIQUE ET SÉGRÉGATION SEXUELLE VERTICALE : LE CAS DU CANTON DE GENÈVE*

Giovanni Ferro Luzzi et Yves Flückiger
Université de Genève

1. Introduction

La ségrégation sexuelle constitue une des facettes des inégalités qui existent sur le marché du travail entre les femmes et les hommes. L'ampleur de ce phénomène permet d'ailleurs d'expliquer en partie les différences de salaire que l'on observe entre les deux sexes.[1] Si de nombreuses études ont été réalisées en Suisse, au cours des dernières années, sur le thème de la ségrégation sexuelle, grâce aux travaux menés à la fois par des sociologues (cf. Charles et Grusky 1995, Charles 1995, Diekmann et al. 1994) et des économistes (cf. Deutsch, Flückiger et Silber 1994a, b), en revanche, comme le relève Schubert (1997), aucune analyse n'est réellement parvenue, à notre connaissance, à déterminer de manière systématique la part discriminatoire associée à la ségrégation sexuelle. Il s'agit, en d'autres termes, de spécifier si la ségrégation sexuelle provient d'une discrimination pure et simple de la part de certains employeurs qui refuseraient d'engager ou de promouvoir des femmes, ayant pourtant le même profil que les hommes qu'ils embauchent, ou qu'ils choisissent pour occuper des positions hiérarchiques supérieures. Ou si elle résulte tout simplement des différences de caractéristiques personnelles acquises par la population féminine et masculine.

Outre son intérêt méthodologique, cette distinction est également importante du point de vue de la politique à mettre en oeuvre pour combattre les inégalités sexuelles car les instruments choisis dépendront de la nature même de la ségrégation observée. Elle est aussi utile pour clarifier les débats qui sont

* Cette recherche a été réalisée grâce aux soutiens financiers du Fonds national suisse de la recherche scientifique (PNR35, projet No4035-035566) et du Bureau de l'égalité des droits entre hommes et femmes du canton de Genève. Les auteurs tiennent à remercier en particulier Mmes M. Frischknecht et L. Gillioz du Bureau de l'égalité des droits entre homme et femme (Genève) pour les remarques qu'elles ont formulées sur des versions préliminaires de cette étude ainsi que M. R. Rietschin (OCSTAT) pour l'assistance fournie lors de l'utilisation de la base de données de l'enquête pilote sur les salaires. Ils expriment également leur reconnaissance à deux rapporteurs anonymes pour leurs suggestions pertinentes. Les auteurs demeurent cependant seuls responsables du contenu de cet article.

1 Cf. Boymond (1993), Ferro Luzzi et Flückiger (1996) et Neuman et Silber (1996).

souvent embrumés par la confusion qui règne entre les concepts de ségrégation et de discrimination. Pourtant, malgré l'importance de cette question, force est de reconnaître que la littérature économique et sociologique traditionnelle n'établit pas une distinction toujours très nette entre les deux composantes de la ségrégation. Elle se contente généralement de définir la ségrégation sexuelle comme une situation dans laquelle les femmes et les hommes sont répartis de manière inégale entre les différentes professions ou les divers secteurs d'activité économique, sans préciser si cette différence résulte vraiment d'une discrimination liée au fonctionnement du marché du travail ou si elle résulte plus simplement des caractéristiques individuelles spécifiques à ces deux groupes de la population. De fait, si l'on parcourt la littérature sur ce thème, on constate une démultiplication des articles empiriques consacrés à la description de l'évolution de la ségrégation sexuelle dans le temps et selon les pays. Dans le même temps, on note une absence quasi totale d'innovations méthodologiques majeures dans un domaine où les méthodes employées pour mesurer la ségrégation restent les mêmes, à peu de choses près, que celles employées dans les années 50 par les auteurs pionniers que sont Duncan et Duncan (1955).

Le but de cet article est de proposer une méthode originale susceptible de décomposer la ségrégation sexuelle en une partie expliquée, due aux caractéristiques individuelles, et une partie injustifiée qui traduit véritablement un comportement discriminatoire de la part des employeurs à l'encontre de la population féminine. Notre démarche s'inscrit, de ce point de vue, dans la lignée directe des travaux précurseurs menés par Oaxaca (1973) pour distinguer les parties expliquée et discriminatoire qui composent les différences de salaires. Curieusement, la méthode d'Oaxaca, largement utilisée dans l'analyse de l'inégalité salariale, n'a pas connu de développement analogue dans le domaine de la ségrégation sexuelle. La seule exception à cette règle provient d'un article récent de Spriggs et Williams (1996) dans lequel les auteurs utilisent une analyse logit pour contrôler les variables de capital humain dans l'analyse de la ségrégation professionnelle. Sur cette base, ils proposent un nouvel indice de ségrégation qui devrait remplacer l'indice de Duncan usuellement utilisé dans la littérature économique et sociologique sur la ségrégation.

Il convient à ce stade de préciser que, pour des raisons d'espace, notre étude ne traite que de la ségrégation *verticale*, autrement dit la répartition inégale entre les deux sexes aux divers échelons de la hiérarchie de l'entreprise. La méthode que nous utilisons ici peut toutefois également être appliquée à la ségrégation *horizontale*, que l'on observe par exemple au niveau des secteurs ou des professions.[2]

2 Signalons à cet égard que nous avons également effectué des décompositions similaires au niveau des domaines d'activité (une modalité hybride entre secteurs d'activité et professions)

L'innovation méthodologique que nous proposons dans cet article est basée sur l'approche du probit ordinal. Elle consiste à examiner la probabilité pour que femmes et hommes occupent une position hiérarchique donnée, en fonction de leurs caractéristiques personnelles (essentiellement le capital humain) et des spécificités du poste de travail. Etant donné que les positions hiérarchiques sont définies dans un ordre croissant de responsabilité, l'outil statistique approprié pour modéliser une variable ordinale comme celle qui nous intéresse ici est donné par la méthode dite du probit ordinal. Le modèle permet théoriquement de prédire dans quel statut hiérarchique un individu particulier a le plus de chance de se retrouver compte tenu de ses caractéristiques. Il est ensuite possible de déterminer si les structures hiérarchiques observées s'expliquent par les attributs individuels ou si elles résultent d'un comportement discriminatoire. La méthode que nous proposons est importante non seulement du point de vue méthodologique, mais elle est également utile du point de vue de la politique économique puisqu'elle permet de déterminer si la ségrégation sexuelle doit être combattue en s'efforçant principalement d'agir sur les caractéristiques individuelles de la population féminine (notamment son capital humain), ou s'il faut avoir recours à des voies légales pour supprimer les comportements discriminatoires de la part des entreprises.

Pour mener à bien notre recherche, nous utiliserons les données d'une enquête pilote sur les salaires dans le canton de Genève. Elle contient non seulement des informations relatives à l'insertion sectorielle, aux professions apprises et exercées, ainsi qu'à la position hiérarchique occupée par les femmes et les hommes, mais elle indique également les caractéristiques personnelles de tous les individus recensés, ce qui est particulièrement important par rapport à l'objectif de notre recherche. Ces données nous permettront alors de déterminer la répartition virtuelle (simulée) de la population féminine et masculine si les deux groupes de personnes étaient soumises réellement au même processus de distribution entre les secteurs ou entre les positions hiérarchiques.

La première section est consacrée à une brève présentation des données utilisées dans le cadre de cet article et à une analyse de la ségrégation qui se manifeste dans les secteurs privé et public au niveau de la position hiérarchique occupée par les femmes et les hommes. La deuxième section présente une analyse statistique du processus de sélection implicitement utilisé par les employeurs pour promouvoir les hommes et les femmes à des positions hiérarchiques supérieures. Cette analyse nous permettra de déterminer, d'une part, les facteurs valorisés par les entreprises dans leur politique de promotion professionnelle, et de spécifier, d'autre part, si le poids accordé à ces éléments

dans la recherche plus générale sur laquelle est fondée cet article (cf. Ferro Luzzi et Flückiger 1996).

diffère selon le sexe de la personne concernée. Finalement, dans la troisième section de l'article, les résultats dérivés de l'estimation économétrique présentée à la section 2 sont utilisés pour décomposer la ségrégation totale en une partie expliquée (par les caractéristiques individuelles) et une composante discriminatoire associée à un traitement injustement différencié de femmes et d'hommes ayant les mêmes profils personnels. La quatrième section présente les principales conclusions obtenues dans cette recherche.

2. La ségrégation sexuelle mesurée au niveau des positions hiérarchiques

En 1991 a eu lieu une enquête pilote sur les salaires dans le canton de Genève. Elle a été réalisée par l'Office cantonal de la statistique de Genève (OCSTAT)[3] en collaboration avec l'Office fédéral de l'industrie, des arts et métiers (OFIAMT). Cette enquête a constitué le prototype de la nouvelle enquête d'octobre sur les salaires, qui a désormais lieu tous les deux ans à compter de 1994.

L'enquête a été menée en octobre 1991 auprès d'un échantillon aléatoire de 5 600 entreprises du secteur public et privé localisées dans le canton de Genève. Chaque entreprise avait pour tâche de remplir un questionnaire anonyme sur un minimum de un sixième de ses employés. Les détails du questionnaire sont disponibles dans Service cantonal de statistique (1992). Les variables principales concernent le revenu, le volume de travail, les qualifications et des attributs personnels (âge, sexe, état civil) ainsi que des détails de la relation d'emploi (degré d'activité, type de contrat). Un avantage de l'enquête pilote est d'être effectuée directement auprès des employeurs. Les informations sont effectivement nettement plus fiables que lorsqu'elles sont menées auprès des individus comme par exemple dans l'Enquête Suisse sur la Population Active. Le revers de la médaille est que, pour éviter une surcharge auprès des entreprises, les variables à disposition sont forcément limitées en nombre. Certains aspects importants pour analyser la vie active, comme le nombre d'enfants, la nationalité ou l'information sur les interruptions de carrière, échappent par conséquent à l'étude.

Si l'on se concentre plus particulièrement sur les positions hiérarchiques occupées par les personnes recensées dans cette enquête, le contraste entre la population masculine et féminine est frappant : les femmes sont nettement

3 Au moment de l'enquête utilisée dans cette recherche, cet office s'appelait le Service cantonal de statistique (SCS). Pour cette raison, les références bibliographiques utilisent l'ancienne abréviation.

sous-représentées dans les postes de direction et de responsabilité. Ainsi trouve-t-on globalement quatre fois moins de femmes que d'hommes parmi les cadres supérieurs et deux fois moins parmi les cadres moyens.[4] Les tableaux 1 et 2 permettent d'observer cette répartition très inégale entre les cinq différentes positions hiérarchiques considérées dans l'enquête pilote, en distinguant le secteur public du secteur privé.[5]

Tableau 1
Distribution effective des femmes et des hommes
entre les positions hiérarchiques du secteur privé

Position hiérarchique	Proportion effective (en %) Femmes	Hommes
1. Sans fonction d'encadrement	77.15	60.06
2. Activités de supervision	7.93	9.51
3. Cadre inférieur	5.66	8.63
4. Cadre moyen	6.14	10.98
5. Cadre supérieur	2.80	10.77

Nombre d'observations : 9'819 hommes, 6'300 femmes.

4 Les définitions exactes des diverses position hiérarchiques sont fournies dans SCS (1992). Un *cadre supérieur* est chargé de la politique de l'entreprise. Un *cadre moyen* est responsable de l'organisation et du commandement dans un secteur donné. Un *cadre inférieur* est responsable de l'exécution d'un projet, participe à l'organisation et exerce un commandement.

5 Les nombres d'observations de ces tableaux ne correspondent pas au nombre total d'individus de l'enquête en raison des observations manquantes pour certaines variables utilisées ultérieurement.

Tableau 2
Distribution effective des femmes et des hommes
entre les positions hiérarchiques du secteur public

Position hiérarchique	Proportion effective (en %) Femmes	Hommes
1. Sans fonction d'encadrement	95.18	81.68
2. Activités de supervision	0.77	2.35
3. Cadre inférieur	1.96	6.54
4. Cadre moyen	1.15	5.45
5. Cadre supérieur	0.92	3.88

Nombre d'observations : 13'881 hommes, 12'269 femmes.

Il existe divers indices permettant de mesurer le degré de ségrégation. L'objectif de cet article n'est pas d'en comparer les propriétés et d'en faire une utilisation extensive. Notre but est essentiellement d'évaluer les variations de la ségrégation, quel qu'en soit l'indice utilisé, suite à des simulations des proportions d'hommes et de femmes qui devraient être occupés dans les différentes positions hiérarchiques en l'absence de toute discrimination. Pour calculer l'intensité de la ségrégation sexuelle qui se manifeste au niveau des positions hiérarchiques, nous suivons Miller (1987) qui suggère d'utiliser l'indice de Duncan (1955). Cet indice est très fréquemment employé dans la littérature sociologique sur la ségrégation.[6] Rappelons que cet indice, symbolisé par I_d est défini de la façon suivante :

$$I_d = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \left| \frac{M_i}{M} - \frac{F_i}{F} \right|$$

Dans cette équation, n indique le nombre de positions hiérarchiques considérées, tandis que M et F symbolisent respectivement le nombre total d'hommes actifs et de femmes actives. Cet indice, qui est souvent appelé indice de «dissimilarité», indique la proportion de femmes qui devrait changer d'emploi pour qu'il n'y ait plus de divergence entre les positions hiérarchiques occupées par les hommes et les femmes. Si les défauts liés à l'usage de l'indice de Duncan ont été largement débattus dans la littérature économique et sociologique (Cf. notamment Butler 1987, Hakim 1992, James et Taeuber 1985 ou Watts 1992), nous ne nous attarderons pas sur ces questions car l'objectif principal de notre article

6 Pour une présentation exhaustive des différents indices de ségrégation utilisés dans la littérature (cf. Flückiger et Silber 1995).

n'est pas tant de discuter les propriétés associées aux différents indices susceptibles d'être utilisés pour mesurer l'ampleur de la ségrégation mais bien de pouvoir décomposer l'indice, quel qu'il soit, pour distinguer la part discriminatoire de la partie expliquée.

En appliquant l'indice de Duncan aux tableaux 1 et 2, nous obtenons 0,172 pour le secteur privé alors que pour le secteur public, l'indice de Duncan s'élève à 0,135. Ces résultats confirment que la ségrégation sexuelle est plus forte dans le secteur privé : pour assurer une répartition parfaitement égale des femmes et des hommes entre les différentes positions, il faudrait déplacer plus de 17,2% de femmes, alors que dans le secteur public seulement 13,5% des femmes devraient changer de statut pour éliminer toute forme de ségrégation. Cette conclusion corrobore celles que nous avons pu obtenir à partir des données exhaustives extraites du Recensement fédéral de la population de 1990 pour la Suisse dans son ensemble et pour Genève en particulier (cf. Flückiger et al. 1995 et Ferro Luzzi et Flückiger 1996).

Sans entrer dans le détail de ces analyses antérieures, il nous semble intéressant de relever que l'ampleur de la ségrégation observée entre les femmes et les hommes dépend très étroitement de l'âge de la population considérée. En l'occurrence, il s'avère que l'inégalité est particulièrement faible pour les personnes âgées entre 20 et 24 ans, ce qui s'explique assez aisément par le fait qu'au moment de l'entrée sur le marché du travail, les hommes, comme les femmes, se trouvent très largement concentrés dans la catégorie des ouvriers et employés. Ceci est confirmé par le fait qu'à Genève, 82,4% des jeunes gens de 20 à 24 ans se trouvent dans cette situation professionnelle alors qu'elle ne concerne que 59,1% de l'ensemble de la population active occupée. Si, à l'entrée sur le marché, les situations professionnelles sont relativement similaires, en revanche, la ségrégation sexuelle est forte au niveau des chances de promotion. En effet, passé l'âge de 30 ans, l'indice de Duncan enregistre une très forte progression qui culmine autour de 50–55 ans. Cette évolution atteste que, si les femmes stagnent dans les situations professionnelles qu'elles ont obtenues dès leur entrée sur le marché, les hommes au contraire connaissent une ascension importante qui creuse progressivement la ségrégation. De ce point de vue, il n'est pas étonnant d'observer que l'inégalité est encore plus forte entre les hommes et les femmes âgés de 65 ans et plus car, dans cette tranche d'âges, on retrouve évidemment une très forte proportion de cadres moyens ou supérieurs ainsi que d'indépendants qui prolongent plus fréquemment leur période d'activité au-delà de l'âge légal de retraite, contrairement aux ouvriers et aux employés. Sur la base des données de l'enquête que nous avons utilisées, il n'est malheureusement pas possible de distinguer entre un effet d'âge et un effet de génération. Cependant, des recherches antérieures effectuées au niveau suisse

(Flückiger et al. 1995) ont démontré que l'effet de génération, s'il existe, est négligeable pour expliquer les changements observés de ségrégations verticale et horizontale entre 1970 et 1990.

Il est également intéressant d'observer que la ségrégation sexuelle au niveau de la situation professionnelle est beaucoup moins prononcée parmi les personnes d'origine étrangère qu'elle ne l'est pour la population suisse. Ce résultat confirme le fait que la population étrangère est plus homogène que la population suisse. Comme les étrangers sont caractérisés de surcroît par un niveau moyen de formation inférieur, leurs chances d'accéder à des postes de cadre sont beaucoup plus faibles, et ceci même pour les hommes, alors que la probabilité pour les hommes suisses d'atteindre ces positions hiérarchiques est beaucoup plus importante. Cette supposition est d'ailleurs confirmée par le fait que le pourcentage de directeurs et de cadres supérieurs dans toute la population active occupée d'origine suisse est de 9,0% contre 7,5% pour les étrangers, clivage qui apparaît également pour les cadres moyens ou inférieurs (21,4% contre 13,2%).

3. Analyse du processus de sélection en matière de promotion professionnelle

L'approche que nous avons adoptée jusqu'à présent consistait à admettre implicitement que la répartition observée entre les deux sexes dans divers groupes était «normale», ou du moins qu'elle devait être acceptée comme le résultat d'un processus de sélection efficient du marché du travail, qui s'effectuait par la mobilité des travailleurs et des travailleuses entre et à l'intérieur des entreprises. Si ce postulat était effectivement vérifié, cela signifierait que la ségrégation hiérarchique dont souffre la population féminine résulte uniquement de ses caractéristiques individuelles, qui la prédestinent moins que les hommes à occuper des postes de responsabilité. En d'autres termes, cette hypothèse suppose que la ségrégation sexuelle n'est pas due à une attitude discriminatoire de la part des employeurs. Pour réduire ces différences, il faudrait alors agir avant tout sur la dotation en capital humain des femmes afin de l'amener progressivement au niveau de la population masculine. Pour vérifier la validité d'une telle hypothèse, il est indispensable de connaître la façon dont s'effectue le processus de sélection appliqué par les employeurs à l'encontre de leur personnel en matière de promotion hiérarchique. Sur cette base, nous devrions être en mesure de déterminer si ce processus de sélection est effectivement compatible avec une vision purement économique, ou si des restrictions à la mobilité jouent un rôle prépondérant.

En clair, la question que l'on se pose est de savoir si la distribution observée des femmes et des hommes dans les diverses positions hiérarchiques s'accorde avec un modèle permettant de prédire les proportions «théoriques» auxquelles on peut s'attendre. Notre objectif consiste donc à examiner la probabilité pour que femmes et hommes occupent une position hiérarchique donnée en fonction de leurs caractéristiques personnelles (telles que l'éducation, l'expérience, l'ancienneté, en bref les variables de capital humain) et les spécificités du poste de travail. Etant donné que les positions hiérarchiques sont définies dans un ordre croissant de responsabilité, l'outil statistique approprié pour modéliser une variable ordinale comme celle qui nous intéresse ici est donné par la méthode dite du probit ordinal. Cette méthode permet d'estimer des paramètres de seuil pour chaque échelon hiérarchique.[7] En d'autres termes, le modèle est censé expliquer, ou du moins représenter, au mieux la répartition observée des individus dans les diverses positions en fonction des caractéristiques qui leur sont propres. En connaissant ces dernières, le modèle permet théoriquement de prédire dans quel statut hiérarchique un individu particulier a le plus de chance de se retrouver. Il est ensuite possible de déterminer si les structures qui amènent à une répartition donnée pour les femmes et pour les hommes sont différentes et dans quelle mesure.

Les résultats de l'estimation des paramètres structurels, ainsi que l'impact que chaque variable exerce sur la probabilité d'être dans les diverses positions hiérarchiques sont présentés dans les tableaux 5 à 8 de l'annexe. Nous avons estimé le modèle séparément pour le secteur privé et pour le secteur public puisque les résultats de la section 1 suggèrent clairement que les deux secteurs institutionnels fonctionnent différemment, notamment en matière de promotion professionnelle. L'interprétation des paramètres structurels du probit ordinal n'étant pas immédiate,[8] en raison de la non-linéarité du modèle, nous reportons uniquement dans les tableaux annexés l'impact marginal de la variable sur la probabilité d'appartenance à un échelon hiérarchique donné.

Nous nous contenterons ici de résumer la substance des estimations reproduites dans les tableaux annexés, car elles ne représentent pas pour nous un intérêt majeur. Elles constituent essentiellement une étape intermédiaire à la simulation de positions hiérarchiques occupées par les hommes et les femmes, qui nous intéresse au premier chef. Si l'on analyse les différents facteurs qui influencent la probabilité de grimper dans la hiérarchie, on constate tout d'abord que le niveau d'éducation et d'expérience acquise par la personne considérée

7 Le lecteur intéressé par les détails techniques et les développements dans ce domaine pourra consulter avec profit les références suivantes : Greene (1993) ou Maddala (1983) (liste non exhaustive).

8 Un paramètre positif (négatif) n'implique pas nécessairement que l'effet de la variable sur la probabilité d'être associé à la catégorie en question est du même signe.

sur le marché du travail a clairement un impact positif sur la probabilité d'être promu(e) cadre, ce qui n'est guère surprenant. Quantitativement, l'impact de ces deux variables (surtout l'éducation) est particulièrement important par rapport aux autres variables du modèle. En revanche, si l'ancienneté au sein de l'entreprise dans laquelle la personne est occupée augmente également les chances de promotion dans le secteur privé, cet effet est pratiquement inexistant tant pour les femmes que pour les hommes dans le secteur public.

On observe une différence notable dans le rôle de l'état civil (célibataire/marié[9]) sur l'accès aux positions supérieures. Pour les hommes, cette variable a un effet positif, alors qu'il est négatif pour les femmes, quel que soit le secteur institutionnel. Ce résultat confirme d'autres conclusions que nous avons pu obtenir dans le cadre des différentes recherches que nous avons effectuées dans le domaine des inégalités de salaires entre femmes et hommes (cf. notamment Ferro Luzzi et Flückiger 1996). Le fait d'être marié peut réellement constituer un atout pour les hommes, si l'entreprise l'associe à une plus grande stabilité espérée. Pour les femmes, le fait d'être mariées peut être synonyme d'immobilité relative (du moins géographique), ce dont l'employeur peut plus facilement tirer parti pour bloquer leur promotion hiérarchique. D'un point de vue plus statistique, il n'est pas exclu cependant que, pour les femmes, le fait d'être mariées corresponde en réalité à une interruption de carrière ou à une entrée tardive sur le marché du travail, caractéristiques qui seraient simplement captées en l'occurrence par la variable d'état civil.

La couverture syndicale ne semble pas exercer une influence significative sur les probabilités de promotion dans le secteur public. En revanche, cette variable a des effets antagonistes sur les chances de promotion des hommes et des femmes dans le secteur privé. Ces dernières ont plus de chances d'accéder aux positions supérieures si elles sont couvertes par une convention collective de travail, alors que pour les hommes, l'effet est très net dans l'autre sens.

4. Décomposition de l'indice de ségrégation

Sur la base des résultats fournis par le modèle du probit ordinal, nous pouvons maintenant chercher à déterminer s'il y a discrimination dans la politique de promotion des employeurs privés et publics. Les tableaux 3 et 4 nous donnent les proportions effectives et simulées d'hommes et de femmes dans chaque position hiérarchique pour les secteurs privé et public respectivement. Qu'entend-on par «proportions simulées» ? Chaque individu de l'échantillon a, en fonction

9 La catégorie des personnes mariées est à prendre au sens large. Elle inclut les personnes qui ont été mariées («divorcé, veuf»).

de son sexe et des caractéristiques qui lui sont propres, une certaine probabilité de se retrouver dans chacune des cinq positions hiérarchiques considérées dans notre analyse. Cette probabilité peut être calculée à l'aide des coefficients obtenus lors de l'estimation du modèle du probit ordinal. Au lieu de cela, nous appliquons les caractéristiques de la personne considérée aux coefficients estimés pour *l'autre sexe* afin de simuler la probabilité d'affiliation à chaque échelon de la hiérarchie. Ensuite, nous calculons la moyenne de ces probabilités par position hiérarchique pour les hommes et les femmes. Par conséquent, la troisième colonne des tableaux 3 et 4 représente les proportions de femmes que l'on devrait observer dans les divers échelons, si elles étaient soumises au même processus de répartition que les hommes. De manière analogue, la quatrième colonne montre la distribution hypothétique des hommes si la structure de sélection des femmes leur était imposée.

Tableau 3
Distribution effective et distribution simulée pour les positions hiérarchiques du secteur privé (probit ordinal)

Position hiérarchique	Proportion effective (en %)		Proportion simulée (en %)	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
1. Sans fonction d'encadrement	77.15	60.06	68.01	66.82
2. Activités de supervision	7.93	9.51	9.66	9.39
3. Cadre inférieur	5.66	8.63	7.58	8.22
4. Cadre moyen	6.14	10.98	9.17	9.08
5. Cadre supérieur	2.80	10.77	5.59	6.49

Nombre d'observations : 9'819 hommes, 6'300 femmes.

Le tableau 3 nous montre que, dans le secteur privé, la proportion de femmes à l'échelon le plus élevé passerait du simple au double si elles étaient soumises aux mêmes critères de promotion que les hommes. Dans le secteur public (tableau 4), la proportion de femmes devrait même augmenter de plus du double. Il est donc indéniable que les femmes apparaissent comme stoppées dans leur carrière pour des raisons non justifiées par le modèle et qui peuvent être considérées comme discriminantes à leur encontre. En fait, la proportion de femmes devrait théoriquement augmenter dans toutes les positions hiérarchiques, à l'exception de la plus basse (les non cadres). Bien entendu, toute la différence de distribution entre hommes et femmes n'est pas due à un

Tableau 4
Distribution effective et distribution simulée pour
les positions hiérarchiques du secteur public (probit ordinal)

Position hiérarchique	Proportion effective (en %) Femmes	Hommes	Proportion simulée (en %) Femmes	Hommes
1. Sans fonction d'encadrement	95.18	81.68	88.64	93.08
2. Activités de supervision	0.77	2.35	1.62	1.05
3. Cadre inférieur	1.96	6.54	4.35	2.76
4. Cadre moyen	1.15	5.45	3.33	1.70
5. Cadre supérieur	0.92	3.88	2.05	1.41

Nombre d'observations : 13'881 hommes, 12'269 femmes.

comportement discriminatoire puisqu'une partie de ces inégalités peut résulter du fait que les femmes présentent des caractéristiques personnelles peu favorables à une promotion hiérarchique selon les critères employés par les employeurs (éducation, expérience, ancienneté etc.).

Pour pouvoir déterminer la partie expliquée et discriminatoire de la ségrégation hiérarchique entre femmes et hommes, il nous faut comparer l'indice de Duncan calculé à partir des colonnes 1 et 2 avec le même indice mesuré cette fois sur la base d'une comparaison entre la structure hiérarchique effective de la population masculine et la structure simulée pour les femmes (colonnes 2 et 3). Nous pouvons observer ainsi que l'indice de Duncan diminue dans le secteur privé passant de 0,172 à 0,081 alors que dans le secteur public il passe de 0,135 à 0,069. Une fraction relativement faible de la ségrégation sexuelle est donc due à des différences de caractéristiques individuelles. Sur la base de ces résultats, nous pouvons en déduire que si les femmes employées dans le secteur privé étaient promues selon les mêmes critères que les hommes, la ségrégation sexuelle mesurée au niveau de la position hiérarchique diminuerait de 53%, les 47% restants étant dus aux différences de caractéristiques personnelles. Pour le secteur public, la proportion «expliquée» de la ségrégation sexuelle mesurée par le biais de l'indice de Duncan s'élève à un peu plus de 51% alors que la part «inexpliquée» se limite à 49%. Il en ressort très clairement que les différences observées dans les structures hiérarchiques effectives des femmes et des hommes ne sont que très partiellement justifiées par des caractéristiques personnelles plus favorables (en termes de promotion professionnelle) de la population masculine.

On peut également raisonner dans l'autre sens, en se demandant quelle serait la structure hiérarchique des hommes s'ils étaient soumis au processus de promotion des femmes. Si l'on compare la proportion effective des hommes à la proportion simulée, on se rend compte que les hommes sont avant tout surreprésentés dans la classe des cadres supérieurs du secteur privé. La différence pour les autres positions n'est pas aussi impressionnante.[10] En revanche, la surreprésentation des hommes est plus uniforme dans le secteur public. Le modèle prédit en effet que toutes les positions avec des fonctions d'encadrement devraient voir leur proportion d'hommes réduite pour obtenir une structure hiérarchique en accord avec le modèle de promotion des femmes.

5. Conclusions

Dans cet article, nous sommes parvenus à étudier, en utilisant la méthode du probit ordinal, le processus appliqué implicitement par les employeurs pour sélectionner les candidats à une promotion professionnelle. Cette méthode originale nous permet ainsi de comprendre quels sont les facteurs valorisés par les employeurs publics et privés dans leur politique de promotion hiérarchique. Nous avons ainsi pu constater que les entreprises accordent une grande importance à la formation et à l'expérience acquise par les employés sur le marché du travail dans leur politique de sélection. Cela nous a permis d'observer également que le mariage avait pour effet d'accroître les chances de promotion professionnelle des hommes alors qu'il avait au contraire tendance à pénaliser la population féminine. En Suisse, le mariage est aujourd'hui encore pour les femmes souvent synonyme d'un retrait futur du marché du travail qu'il soit temporaire ou permanent. Cela peut conduire les employeurs à ne pas offrir les postes de responsabilité à des femmes mariées.[11]

Finalement, nous avons mis en évidence que la couverture syndicale exerçait une influence ambiguë sur les chances d'accéder à des positions hiérarchiques supérieures pour les personnes actives dans le secteur privé. Elle accroît la probabilité de promotion des femmes mais elle réduit très significativement celle des hommes.

---

10 Il ne faut bien entendu pas en déduire que les cadres supérieurs masculins devraient passer dans la classe des non-cadres pour rétablir une structure hiérarchique non-discriminante. Toute l'échelle des positions hiérarchiques devrait être ajustée vers le bas.

11 Il convient de rappeler à ce propos que les femmes en Suisse, contrairement à d'autres pays européens, ont encore tendance à se retirer du marché du travail dans des proportions importantes entre 25 et 35 ans.

En utilisant les résultats de l'analyse des probabilités de promotion professionnelle, nous sommes parvenus à décomposer l'indice global de ségrégation en une composante discriminatoire et une partie expliquée par les caractéristiques individuelles des femmes et des hommes. Cette analyse a mis en évidence que les positions hiérarchiques inférieures occupées par les femmes s'expliquent en grande partie par le fait que les employeurs appliquent à leur encontre une politique discriminatoire qui les empêche d'accéder à des positions supérieures. Si cette attitude est plus fréquente au sein du secteur privé, elle existe également dans le secteur public où l'on constate que les femmes employées sont sur-qualifiées pour les postes qu'elles occupent (selon les critères masculins de sélection). Rappelons que la même approche peut être employée pour analyser la ségrégation *horizontale*, que l'on observe par exemple au niveau des professions exercées ou des secteurs dans lesquels femmes et hommes sont actifs. De ce point de vue, la méthode proposée dans cet article ouvre de nouvelles perspectives d'analyse dans le domaine de la ségrégation sexuelle. Elle est aussi utile dans le cadre de la politique visant à combattre les inégalités sexuelles puisqu'elle permet de révéler le processus de sélection utilisé implicitement par les employeurs dans leur stratégie de promotion. Enfin, elle permet non seulement de mettre en exergue l'existence d'une attitude discriminatoire des employeurs à l'encontre des femmes, quel que soit leur profil individuel, mais également de la quantifier. Ce comportement ne peut être clairement identifié avec les méthodes traditionnelles utilisées dans la littérature relative aux problèmes de la ségrégation.

ANNEXE

Tableau 5
Probit ordinal : secteur privé, hommes seulement

	Coefficient	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Education	0.2885	–0.1102	0.0168	0.0255	0.0399	0.0279
Expérience	0.0755	–0.0288	0.0044	0.0067	0.0105	0.0073
Exp. au carré ($x10^{-3}$)	–1.2195	0.4657	–0.0709	–0.1079	–0.1688	–0.1181
Ancienneté	0.0212	–0.0081	0.0012	0.0019	0.0029	0.0021
Anc. au carré ($x10^{-3}$)	–0.0126*	0.0048	–0.0007	–0.0011	–0.0017	–0.0012
Etat civil	0.1984	–0.0745	0.0123	0.0178	0.0266	0.0178
Taille de l'entr.	–0.1604	0.0604	–0.0099	–0.0143	–0.0217	–0.0146
Degré d'activité	0.0082	–0.0031	0.0005	0.0007	0.0011	0.0008
Couvert par CCT	–0.3915	0.1490	–0.0220	–0.0340	–0.0540	–0.0389
Horaire flexible	–0.1260	0.0475	–0.0078	–0.0113	–0.0170	–0.0114
1re constante	5.5938					
2e constante	5.9442					
3e constante	6.3257					
4e constante	6.9805					
Log L	–9'952.8					
Ratio de L	4'133.2					
Observations	9'819					

Les positions hiérarchiques sont : (1) Sans fonction d'encadrement; (2) Activités de contrôle; (3) Cadre inférieur; (4) Cadre moyen; (5) Cadre supérieur.
Les colonnes (1) à (5) représentent l'impact marginal de la variable sur la probabilité de se trouver dans la catégorie en question.

* Coefficient non significatif.

Tableau 6
Probit ordinal : secteur privé, femmes seulement

	Coefficient	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Education	0.2248	–0.0615	0.0189	0.0163	0.0189	0.0073
Expérience	0.0531	–0.0145	0.0045	0.0039	0.0045	0.0017
Exp. au carré ($x10^{-3}$)	–1.0165	0.2779	–0.0856	–0.0739	–0.0855	–0.0329
Ancienneté	0.0516	–0.0141	0.0044	0.0038	0.0043	0.0017
Anc. au carré ($x10^{-3}$)	–0.8030	0.2196	–0.0677	–0.0584	–0.0675	–0.0260
Etat civil	–0.0358*	0.0098	–0.0030	–0.0026	–0.0030	–0.0012
Taille de l'entr.	–0.3034	0.0774	–0.0251	–0.0208	–0.0231	–0.0084
Degré d'activité	0.0123	–0.0034	0.0010	0.0009	0.0010	0.0004
Couvert par CCT	0.1461	0.0407	0.0123	0.0108	0.0126	0.0050
Horaire flexible	0.0626*	–0.0175	0.0053	0.0046	0.0054	0.0021
1re constante	5.3379					
2e constante	5.6902					
3e constante	6.0378					
4e constante	6.7097					
Log L	–5'258.1					
Ratio de L	1'063.2					
Observations	6'300					

Les positions hiérarchiques sont les mêmes que celles définies pour le tableau 5.

Tableau 7
Probit ordinal : secteur public, hommes seulement

	Coefficient	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Education	0.0748	–0.0162	0.0019	0.0058	0.0052	0.0034
Expérience	0.0955	–0.0207	0.0024	0.0074	0.0066	0.0043
Exp. au carré ($x10^{-3}$)	–1.7717	0.3833	–0.0444	–0.1366	–0.1227	0.0796
Ancienneté	–0.0012*	0.0003	–0.0000	–0.0001	–0.0001	–0.0001
Anc. au carré ($x10^{-3}$)	0.6346	–0.1373	0.0159	0.0489	0.0439	0.0285
Etat civil	0.2137	–0.0437	0.0053	0.0159	0.0139	0.0087
Taille de l'entr.	–0.7687	0.2302	–0.0178	–0.0647	–0.0752	–0.0724
Degré d'activité	0.0249	–0.0054	0.0006	0.0019	0.0017	0.0011
Couvert par CCT	–0.1674*	0.0396	–0.0043	–0.0135	–0.0128	–0.0089
Horaire flexible	–0.1579	0.0317	–0.0039	–0.0116	–0.0101	–0.0062
1re constante	4.8667					
2e constante	4.9729					
3e constante	5.3422					
4e constante	5.8501					
Log L	–8'996.8					
Ratio de L	1'883.5					
Observations	13'881					

Les positions hiérarchiques sont les mêmes que celles définies pour le tableau 5.

Tableau 8

Probit ordinal : secteur public, femmes seulement

	Coefficient	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Education	0.1176	–0.0082	0.0013	0.0035	0.0020	0.0013
Expérience	0.0702	–0.0049	0.0008	0.0021	0.0012	0.0008
Exp. au carré ($x10^{-3}$)	–1.0402	0.0724	–0.0118	–0.0308	–0.0179	–0.0119
Ancienneté	0.0007*	–0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Anc. au carré ($x10^{-3}$)	–0.1092*	0.0076	–0.0012	–0.0032	–0.0019	–0.0013
Etat civil	–0.1960	0.0147	–0.0023	–0.0062	–0.0036	–0.0025
Taille de l'entr.	–1.0794	0.1772	–0.0199	–0.0611	–0.0467	–0.0495
Degré d'activité	0.0157	–0.0011	0.0002	0.0005	0.0003	0.0002
Couvert par CCT	–0.0299*	0.0021	–0.0003	–0.0009	–0.0005	–0.0004
Horaire flexible	0.1079*	–0.0082	0.0013	0.0034	0.0020	0.0014
1re constante	4.4050					
2e constante	4.4980					
3e constante	4.8315					
4e constante	5.2005					
Log L	–2'842.8					
Ratio de L	594.4					
Observations	12'269					

Les positions hiérarchiques sont les mêmes que celles définies pour le tableau 5.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Beller, Andrea H. (1984), Trends in Occupational Segregation by Sex and Race, 1960–1981, in: B. F. Reskin, éd., *Sex Segregation in the Workplace*, Washington, D.C.: National Academy, 11–26.

Bielby, William T. et James N. Baron (1986), Men and Women at Work: Sex Segregation and Statistical Discrimination, *American Journal of Sociology* 91, 759–799.

Bridges, William P. (1982), The Sexual Segregation of Occupations: Theories of Labor Stratification in Industry, *American Journal of Sociology* 88, 270–295.

Brüderl, Josef; Andreas Diekmann et Henriette Engelhardt (1993), Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern in der Schweiz, *Revue suisse de sociologie*, 19, 573–588.

Butler, Richard J. (1987), New Indices of Segregation, *Economics Letters,* 24, 359–362.

Charles, Maria (1992), Cross-national Variation in Occupational Sex Segregation, *American Sociological Review* 57, 483–502.

Charles, Maria (1995), *Eidgenössische Volkszählung 1990. Berufliche Gleichstellung – ein Mythos? Geschlechter-Segregation in der schweizerischen Berufswelt*, OFS, Bern.

Charles, Maria et Marlis Buchmann (1994), Assessing Micro-Level Explanations of Occupational Sex Segregation: Human Capital Development and Labor Market Opportunities in Switzerland, *Revue suisse de sociologie,* 20 (3), 595–620.

Charles, Maria et David B. Grusky (1995), Models for Describing the Underlying Structure of Sex Segregation, *American Journal of Sociology*, 100 (4), 931–971.

Dellsperger, Christine (1993), L'enquête suisse sur la population active de 1991 : quelques résultats pour le canton de Genève, *Aspects Statistiques*, 92, Genève: Service cantonal de statistique.

Deutsch, Joseph; Yves Flückiger et Jacques Silber (1994a), On Industrial versus Occupational Segregation by Gender; Measurement and an Illustration, *Research in Economic Inequality*, 5, 27–54.

Deutsch, Joseph; Yves Flückiger et Jacques Silber (1994b), Measuring Occupational Segregation, *Journal of Econometrics* 61, 133–146.

Diekmann, Andreas et Henriette Engelhardt (1994), Einkommensungleichheit zwischen Frauen und Männern. Eine ökonomische Analyse der Schweizer Arbeitskräfteerhebung, *Revue suisse d'économie politique et de statistique*, 131, 57–83.

Diekmann, Andreas et Henriette Engelhardt (1995), *Geschlechtsspezifische Einkommensungleichheit und die Rolle des Familienstands, Schrift des Instituts für Soziologie*, SAKE-News 1/1995, Bern.

Dumont, Patricia et Christine Dellsperger (1994), *La situation des femmes et des hommes sur le marché du travail. Une analyse des données de l'enquête suisse sur la population active 1991*, OFS, Reihe 3 – Erwerbsleben, Bern.

Duncan, Otis D. et Beverly Duncan (1955), A Methodological Analysis of Segregation Indices, *American Sociological Review* 20, 210–217.

Ferro Luzzi, Giovanni et Yves Flückiger (1996), Analyse des inégalités entre les femmes et les hommes sur le marché du travail à Genève, *Rapport No 3 de l'Observatoire Universitaire de l'Emploi*, Université de Genève, Genève.

Flückiger, Yves; Martine Boymond et Jacques Silber (1995), *Ségrégation entre hommes et femmes sur le marché du travail. Une analyse sur la base de l'indice de Gini*, OFS, Bern.

Flückiger, Yves et Jacques Silber (1995), *The Measurement of Segregation in the Labor Force*, Rapport du Fonds national suisse de la recherche scientifique, Berne.

Greene, William H. (1993), *Econometric Analysis*, New York: MacMillan.

Hakim, Catherine (1992), Explaining Trends in Occupational Segregation, The Measurement, Causes, and Consequences of the Sexual Division of Labour, *European Sociological Review*, 8, 127–152.

James David et Karl E. Taeuber (1985), Measures of Segregation, in: N. Tuma, éd., *Sociological Methodology 1985*, New York: Jossey-Bass, 1–32.

Maddala, Gangadharrao S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.

Miller, Paul W. (1987), The Wage Effect of the Occupational Segregation of Women in Britain, *Economic Journal*, 97, 885–896.

Oaxaca, Ronald (1973), Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, 14 (3), 693–709.

Reskin, Barbara F. et Patricia A. Roos (1987), Status Hierarchies and Sex Segregations, in: Christine Bose and Glenna Spitze, éd., *Ingredients for Women's Employment Policy*, New York: SUNY Press, 3–21.

Rietschin, Roland (1992), La structure des salaires à Genève en octobre 1991, *Aspects Statistiques*, 90, Genève: Service cantonal de statistique.

Schubert, Renate (1993a), *Ökonomische Diskriminierung von Frauen. Eine volkswirtschaftliche Verschwendung*, Frankfurt a.M.: mimeo.

Schubert, Renate (1993b), Zur ökonomischen Diskriminierung von Frauen: Bedeutung, Ausmass, Konsequenzen, in: G. Grözinger; R. Schubert und J. Backhaus, (Hrsg.), *Jenseits von Diskriminierung*, Marburg: Metropolis Verlag, 21–54.

Schubert, Renate (1997), Discrimination in the Labor Market: A Gender Perspective, in: P. Bacchetta et W. Wasserfallen, éd., *Economic Policy in Switzerland*, New York: MacMillan, 98–117.

Spriggs, William E. et Rhonda M. Williams (1996), A Logit Decomposition Analysis of Occupational Segregation: Results for the 1970s and 1980s, *The Review of Economics and Statistics*, LXXVIII (2), 349–355.

Watts, Martin J. (1992), How Should Occupational Sex Segregation be Measured? *Work, Employment, and Society*, 6, 475–487.

Winter-Ebmer, Rudolf (1995), Sex Discrimination and Competition in Product and Labour Markets, *Applied Economics*, 27, 849–857.

Adresse des auteurs:
Giovanni Ferro Luzzi et Yves Flückiger
Département d'économie politique
UNI MAIL
102 bd Carl-Vogt
CH-1211 Genève 4

L'ANNÉE SOCIOLOGIQUE

Vol. 47/1997 – n° 2

Choix rationnel et vie politique

ÉTUDES

Richard BALME et Bruno CAUTRÈS. — La rationalité et les fondements sociologiques de la démocratie

Keith DOWDING. — Equity and Voting : Why Democracy Needs Dictators

Patrick DUNLEAVY. — A Critique of Pivotal Choice Theory

Éric KERROUCHE. — Comment peut-on être Persan ? La politique française au crible de la théorie des jeux

Josep M. COLOMER. — Stratégies institutionnelles et transitions politiques en Europe centrale et orientale

Javier SANTISO. — Théorie des choix rationnels et temporalités des transitions démocratiques

Sylvain BROUARD. — Les « pathologies du choix rationnel » aux États-Unis : un pavé dans la mare ? Débat autour de D. P. Green et I. Shapiro

Roger DAVAL. — Éléments de théorie de la décision

Renaud FILLIEULE. — Les pièges de la rationalité : deux études de cas de sociologie de la connaissance scientifique

Christian MOREL. — Sur les solutions considérablement déconnectées

ANALYSES BIBLIOGRAPHIQUES
TABLES — INDEX

Dans ce numéro :

In memoriam Fernand Dumont (1927-1996) ; sociologie générale

A paraître vol. 48/1998 – n° 1 :

Durkheim et son temps – Analyses bibliographiques – Tables – Index

---

Abonnement et vente : **Presses Universitaires de France**

Département des Revues

14, avenue du Bois-de-l'Épine, BP 90, 91003 Évry Cedex

Tél. 01 60 77 82 05 — Télécopie 01 60 79 20 45

Télex : PUF 600 474 F — CCP 1362 69 C Paris

Abonnement (vol. 47) : France 380 F Étranger 430 F