



**HAL**  
open science

## Les disparités de carrières des hommes et des femmes : accès à l'emploi, mobilités et salaires

Anne-Marie Daune-Richard, Pierre Béret, Arnaud Dupray, Christine Fournier,  
Stéphanie Moullet

### ► To cite this version:

Anne-Marie Daune-Richard, Pierre Béret, Arnaud Dupray, Christine Fournier, Stéphanie Moullet.  
Les disparités de carrières des hommes et des femmes : accès à l'emploi, mobilités et salaires : Rapport  
final. [Rapport de recherche] Laboratoire d'économie et sociologie du travail (LEST). 2002, pp.193.  
halshs-00005795

**HAL Id: halshs-00005795**

**<https://shs.hal.science/halshs-00005795>**

Submitted on 12 Oct 2009

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0  
International License



**Laboratoire d'Economie et Sociologie du Travail**  
UMR 6123 - 35, avenue Jules Ferry - 13626 AIX-EN-PROVENCE CEDEX  
Tél : (33) 04 42 37 85 00 - Fax : (33) 04 42 26 79 37  
E-Mail : [lest@romarin.univ-aix.fr](mailto:lest@romarin.univ-aix.fr) - Site internet : [www.univ-aix.fr/lest](http://www.univ-aix.fr/lest)

## **Les disparités de carrières des hommes et des femmes : Accès à l'emploi, mobilités et salaires**

Anne-Marie Daune-Richard, Pierre Béret, Arnaud Dupray, Christine Fournier,  
Stéphanie Moullet

Ministère de l'Emploi et de la Solidarité / DARES  
Convention N° 99 046  
Département de salaires

**Rapport final**  
31 décembre 2002



# **Les disparités de carrières des hommes et des femmes : accès à l'emploi, mobilités et salaires**

Anne-Marie Daune-Richard, Pierre Béret, Arnaud Dupray, Christine Fournier, Stéphanie Moullet

<b>I La division du travail et l'accès à l'emploi selon le sexe.....</b>	<b>5</b>
I-1 Les hommes et les femmes dans l'activité et l'emploi, 1990-99 .....	7
Christine Fournier	
I-2 Les conditions de l'insertion professionnelle des hommes et des femmes, 1960-95 .....	17
Arnaud Dupray et Christine Fournier	
<b>II Mobilité et salaires.....</b>	<b>32</b>
II-1 La formation des disparités de salaire entre hommes et femmes sur les trois premières années de vie active dans l'enquête G98.....	35
Arnaud Dupray et Stéphanie Moullet	
II-2 Les facteurs de disparité salariale entre hommes et femmes : une analyse des DADS....	89
Arnaud Dupray et Stéphanie Moullet	
II-3 La formation continue des hommes et des femmes salariés : l'enquête FC 2000.....	119
Christine Fournier et Pierre Béret	
<b>III Mobilité et salaires sur des marchés internes : deux études de cas.....</b>	<b>139</b>
Pierre Béret, Arnaud Dupray et Stéphanie Moullet	
III-1 Les conditions de mobilité et de carrière salariale des hommes et des femmes sur un marché interne : exploitation de données individuelles d'entreprise.....	141
Arnaud Dupray et Stéphanie Moullet	
III-2 La mobilité professionnelle dans une entreprise fabriquant des composants électroniques : ancienneté, formation continue et salaires.....	171
Pierre Béret	
<b>Bobliographie.....</b>	<b>186</b>

## INTRODUCTION

Dans la lignée d'une longue tradition au LEST ( Silvestre 1971, Insee 1974, Silvestre 1978, Béret 1992, Nohara 1995, Béret et alii 1997), le fil conducteur du projet était d'approcher la question des salaires -prise ici sous l'angle des différences entre hommes et femmes- à partir des mobilités dans l'entreprise et entre entreprises.

De nombreux travaux ont montré le poids des différences de positions et de cheminements dans l'emploi dans la formation des disparités de salaire entre hommes et femmes :

- effets de la ségrégation professionnelle et de la plus grande concentration de l'emploi féminin dans un nombre limité de professions, au demeurant moins qualifiées que celles occupées par les hommes.
- effets d'âge et de calendrier familial : l'arrivée d'enfants conduit les femmes à investir plus la vie familiale et les hommes la vie professionnelle (Anxo, ; Gadéa et Marry,).
- développement du travail à temps partiel, plus fréquent dans les emplois féminisés et peu qualifiés.
- effets d'entreprise : les femmes auraient tendance à être employées par des entreprises moins rémunératrices que celles employant les hommes.

Dans les dernières décennies, on remarque un affaiblissement des disparités de sexe sur le marché du travail et un rapprochement des conditions d'emploi des hommes et des femmes :

- la hausse de l'activité féminine et la régression des interruptions de carrière ont entraîné un rapprochement des profils d'activité des hommes et des femmes,
- l'élévation du niveau d'éducation des femmes a permis une translation vers le haut de la qualification de l'emploi féminin,
- l'écart salarial entre les sexes s'est réduit, au moins lorsque l'on ne considère que les salariés à temps complet,
- enfin, le rapprochement des conditions d'emploi et de rémunération entre les hommes et les femmes apparaît maximal en début de carrière et parmi les diplômés. A cet égard on a pu considérer le diplôme comme un levier essentiel de réduction des inégalités de sexe sur le marché du travail (Fournier, ).

Pour autant, ces changements n'ont pas fait disparaître les inégalités professionnelles et salariales entre hommes et femmes. Les filières de formation et d'emploi restent très ségréguées, et celles qu'empruntent les femmes apparaissent moins porteuses de valorisations futures que celles vers lesquelles se dirigent les hommes. La division verticale des emplois demeure très forte : le déplacement vers le haut des positions professionnelles féminines ne se fait pas à la mesure des investissements consentis. Le déclassement ou la surqualification féminine ne sont pas effacés. Enfin, toutes choses égales par ailleurs, il reste un écart salarial entre hommes et femmes "inexpliqué" par les statisticiens.

Les hypothèses qui ont guidé cette étude étaient que les effets conjugués de l'élévation de l'éducation, de l'activité et des conditions d'emploi des femmes tendaient à rapprocher leurs carrières professionnelles et salariales de celles des hommes ; et que ce rapprochement serait particulièrement prononcé en début de carrière –et pour les diplômés– les écarts se creusant par la suite, en particulier avec l'arrivée des enfants dont le poids, traditionnellement et aujourd'hui encore, pèse plus sur les femmes. Les travaux menés par ailleurs ont en effet montré des effets d'âge et d'ancienneté sur le salaire plus prononcés pour les hommes que pour les femmes, une rentabilité du diplôme plus élevée pour les premiers (Colin, 1999). On sait aussi que les femmes sont moins souvent promues que les hommes (Goux, 1991; Béret et Dupray, 1998) et que, à diplôme égal, leurs chances d'accéder au statut de cadre est moins forte pour elles (Couppié et alii, 1997; Fournier, 1997).

L'étude s'est déroulée en trois volets qui structureront ce rapport.

**Dans un premier temps (partie I),** il nous a semblé indispensable de **situer notre analyse des disparités de carrières entre hommes et femmes dans l'évolution générale de l'activité et de l'emploi.** Une analyse des différences hommes-femmes dans les enquêtes sur l'emploi de 1990 et 1999 a permis de constater :

- que la concentration de l'emploi féminin par profession aurait plutôt tendance à se renforcer, ce qui n'est pas le cas de l'emploi masculin,
- que le mouvement général d'élévation de l'emploi précaire a plus touché les hommes que les femmes, réduisant l'écart entre les sexes ; celles-ci demeurant cependant plus concernées
- enfin que le développement de l'emploi à temps partiel creuse l'écart entre les parcours professionnels et salariaux des hommes et des femmes en même temps qu'il crée des différenciations considérables au sein de la population féminine en emploi.

Ce premier volet s'est également intéressé à l'évolution des conditions de l'insertion professionnelle des années 60 aux années 90. En mobilisant trois enquêtes statistiques différentes, nous avons tenté de mieux cerner le mouvement de rapprochement des parcours féminins et masculins en début de vie active. On vérifie que l'élévation de la scolarisation féminine, la tertiarisation de l'emploi et l'émancipation des femmes de leurs contraintes familiales produit une tendance à la convergence des conditions d'entrée dans la vie active des hommes et des femmes des années 60 aux années 90. Pour autant, des écarts notables persistent en termes d'accès au marché du travail et de statut d'emploi, notamment pour les moins diplômés. De plus si le diplôme apparaît bien comme un levier essentiel de réduction des inégalités entre les sexes, il ne les élimine pas : dans les années 90, les femmes possèdent plus souvent que les hommes un diplôme supérieur mais celui-ci leur offre une insertion qui se fait nettement plus souvent que leurs homologues masculins dans les professions intermédiaires que dans des emplois de cadres.

**Un deuxième volet de l'étude (partie II) s'est centrée sur l'analyse des relations entre mobilités sur le marché du travail et évolutions salariales à partir de trois enquêtes statistiques.**

L'enquête Génération 98 du Céreq est tout d'abord mobilisée pour analyser la formation des disparités de salaires en début de vie active. En travaillant sur des populations relativement homogènes du point de vue de l'emploi, on met en évidence que les écarts de salaires entre hommes et femmes –toujours au bénéfice des hommes– s'accroissent au cours des trois premières années de vie active, et que c'est la part inexpliquée de l'écart qui progresse le plus, au détriment de la part expliquée par les différences de dotations entre hommes et femmes. L'analyse distingue ensuite les salariés ayant changé d'employeur (mobiles) ou non (stables)

durant leurs trois premières années de vie professionnelle. On constate alors que les parcours de mobilité favorisent plus la progression des gains féminins (relativement aux hommes) que la stabilité. Mais, en tout état de cause, les écarts de gains, estimés aux caractéristiques moyennes des hommes respectivement des femmes sont, aux deux bornes, chez les stables et chez les mobiles, en faveur des hommes.

Une deuxième section analyse les carrières salariales des hommes et des femmes dans le fichier panel DADS, sur la période 1992-1998. La première partie du travail recourt à l'économétrie des données de panel pour évaluer les rendements de l'expérience sur le marché du travail et de l'ancienneté dans l'emploi à partir de populations d'hommes et de femmes semblables du point de vue de leur participation à ce marché. Des "parcours optimaux" d'accumulation de l'expérience (fixant la part de l'ancienneté au sein de l'expérience) basés exclusivement sur son rendement salarial sont établis. L'ancienneté dans l'emploi s'avère toujours mieux rémunérée pour les hommes que pour les femmes, ces différences de rendement étant plus marquées en début de vie active. Les "parcours optimaux" de mode d'accumulation de l'expérience apparaissent différents pour les hommes et pour les femmes : chez ces dernières, c'est la stabilité en début de carrière – des anciennetés longues pendant les 10 premières années – suivie d'itinéraires de mobilité qui se révèle le parcours le plus rentable. Chez les premiers, c'est la mobilité en début de carrière suivie d'une stabilisation en entreprise. Pour rattraper leur retard salarial, les femmes auraient donc intérêt à poursuivre l'accumulation de leur expérience via la mobilité dans la deuxième partie de leur cycle de vie professionnelle, plutôt qu'en l'accumulant par l'ancienneté.

Une seconde partie de l'analyse des carrières salariales, complémentaire à la première, compare les déterminants des évolutions de salaire des hommes et des femmes sur la période 1992-1998. Il s'agit d'examiner l'intensité de ces évolutions en fonction de la PCS ou de la catégorie d'âge d'appartenance en 1992. On introduit également en facteurs explicatifs, des variables collectives relatives à des caractéristiques de l'établissement dans lequel travaillent les individus en 1992 ou à leur PCS croisée avec le secteur d'activité. Cet enrichissement est possible en appariant les données DADS avec les données d'établissement de l'enquête "Coûts de la main d'œuvre et structure des salaires en 1992". De ces analyses portant sur des échantillons de salariés du privé à temps complet en 1992 et en 1998, il ressort en particulier que les évolutions de salaire sont plus fortes avant 30 ans chez les hommes, et à l'avantage des femmes au-delà de 30 ans. Cette plus forte progression salariale féminine ne suffit toutefois pas à compenser leur retard initial sur les hommes.

Une troisième enquête (FC2000) permet d'approcher les différences hommes dans l'accès à la formation professionnelle continue et ses effets. On constate tout d'abord que si, globalement, les taux d'accès à la formation continue des hommes et des femmes salariés sont proches, de nombreuses disparités se remarquent. Les conditions familiales apparaissent particulièrement discriminantes pour les femmes : toutes choses égales par ailleurs, la présence au foyer de jeunes enfants, quasiment sans effet sur la probabilité d'accès à la formation des hommes, fait chuter significativement la probabilité d'accès à la formation des femmes tandis que leur absence l'améliore très sensiblement.

On analyse ensuite les effets de la formation, et on remarque tout d'abord que les attentes des hommes et des femmes au regard de la formation diffèrent assez sensiblement. Les hommes recherchent plus souvent un diplôme, la reconnaissance d'une qualification ou encore une promotion ; et, à l'issue d'une formation, disent plus souvent que leur objectif a été atteint. En ce qui concerne les gains : en s'engageant dans une formation, les femmes attendent moins souvent que les hommes un supplément de salaire et, après avoir été formées, sont moins nombreuses à déclarer en avoir retiré un supplément de gain.

Cependant le rendement salarial d'une formation analysé à l'aide de fonctions de gain apparaît un peu plus élevé pour les femmes. Ce constat relèverait de la conjonction de niveaux de

diplôme faibles (pour lesquels l'effet salarial de la formation est nettement plus fort que celui des hommes) et de la proportion importante du temps partiel chez les femmes (le rendement de la formation des temps pleins étant peu différent entre les sexes). Or les femmes peu ou pas diplômées sont nettement plus souvent à temps partiels.

**Dans un dernier volet (partie III) l'étude se centre sur des marchés internes.** Elle traite des données que deux grandes entreprises ont accepté de mettre à notre disposition. Ces données permettent de suivre les mobilités internes de leurs salariés à la fin des années 90, sur cinq ans dans un cas, trois ans dans l'autre. Elles ne sont pas aussi riches que ce que nous avions pensé au départ mais permettent de mettre au jour un certain nombre de résultats intéressants.

Dans une première entreprise, les données permettent d'étudier les relations entre la mobilité (fonctionnelle et hiérarchique) et les salaires des hommes et des femmes entre sur cinq ans (1996-2000). Les résultats montrent que, en matière de promotion, les femmes sont plutôt avantagées dans cette entreprise même si les hommes sont en proportion plus nombreux que les femmes à connaître des mouvements ascendants significatifs, inter-catégoriels notamment. On remarque en outre que les probabilités de promotion varient considérablement selon le grade et le domaine d'activité, tantôt à l'avantage des femmes tantôt à celui des hommes. Concernant les évolutions de salaire pendant la période d'observation, on constate qu'elles sont globalement assez comparables pour les hommes et pour les femmes et que l'écart de rémunérations entre les deux tend à se réduire du fait des promotions dont les femmes ont bénéficié. Il semble cependant qu'il existe une segmentation de la progression salariale dans cette entreprise : indépendamment du fait d'avoir connu ou non une promotion, les évolutions salariales ont été plus favorables aux hommes dans les grades du bas de la hiérarchie, tandis que les femmes ont été avantagées dans les catégories d'encadrement.

Dans l'autre entreprise, les données individuelles des salariés portent sur une période plus réduite (trois ans) et sont plus difficiles à analyser du point de vue de la mobilité professionnelle compte tenu du turn-over important constaté. En revanche, grâce aux renseignements fournis sur les formations suivies pendant la période d'observation, nous avons pu analyser les rendements salariaux de ces formations.

Ici aussi le fonctionnement du marché interne ne semble pas être tout à fait le même pour les hommes et pour les femmes. On note en effet deux modes différents de valorisation de la formation professionnelle continue, ce qui tend à donner un statut différent à cette dernière en fonction du sexe. Pour les hommes, le nombre de formations suivies n'a plus de conséquence salariale, ce qui pourrait laisser supposer que la formation ne fait qu'accompagner une trajectoire salariale qu'elle ne modifie point. Dit autrement, elle ne serait que le signal d'une dynamique professionnelle qu'elle ne construit pas, ce qui expliquerait les plus faibles rendements de la formation pour les hommes. A l'inverse, le salaire des femmes semble être le produit d'une double construction dans laquelle la trajectoire salariale est renforcée par des investissements professionnels en formation qui favorisent l'accès à un salaire plus élevé (que lorsqu'il n'y a pas de formation). Autrement dit, on pourrait faire l'hypothèse que la formation ne fait que ponctuer les changements de salaire pour les hommes, alors que, pour les femmes, elle contribue en plus à augmenter les compétences reconnues de ces dernières durant leurs parcours professionnels. Et ceci recoupe aussi les qualifications des salariés, les formations étant nettement plus rentables pour les opérateurs, et plus encore lorsqu'il s'agit des femmes.

## I

### **LA DIVISION DU TRAVAIL ET L'ACCES A L'EMPLOI SELON LE SEXE**

Nous avons annoncé dans notre projet la nécessité de resituer notre analyse des disparités de carrière entre hommes et femmes dans le mouvement plus général d'évolution de l'activité et de l'emploi et au regard des différences de sexe. En particulier l'offre de travail des femmes s'est profondément transformée ces dernières décennies.

La première section, Les hommes et les femmes dans l'activité et l'emploi : évolution 1990-99, s'efforce ainsi de dresser un état des lieux de cette question sur les années 90 à partir des enquêtes sur l'emploi de 1990 et 1999. Ce travail a permis de dégager trois grands résultats :

1. La concentration de l'emploi féminin ne faiblit pas et aurait même tendance à se renforcer sur la dernière décennie en dépit du niveau de formation des femmes en moyenne plus élevé que celui des hommes et de l'évolution de la population active vers la parité.
2. L'homogénéisation de la situation professionnelle des hommes et des femmes s'opère par le bas avec la montée des emplois précaires qui, parmi les plus démunis en capital scolaire, touche également les hommes et les femmes.
3. Le temps partiel constitue la caractéristique la plus structurante de la différence de rapport à l'emploi qui marque les hommes et les femmes. Cette forme de flexibilité du travail touche de plus en plus massivement la main d'oeuvre féminine ; elle tend à creuser les écarts entre les parcours professionnels et salariaux des hommes et des femmes et, dans le même temps, à créer des différenciations considérables au sein de la population féminine en emploi.

Dans une deuxième section nous focalisons l'analyse sur l'évolution des conditions de l'insertion professionnelle entre les années soixante et quatre vingt dix.

Dans les années 60 les rapports à l'activité et à l'emploi des hommes et des femmes sont encore très clivés. L'hypothèse avancée est qu'une conjonction de facteurs tenant à la croissance de la scolarisation, à la tertiarisation des emplois et à l'émancipation progressive des femmes de leurs contraintes familiales et domestiques produit une tendance à la convergence des conditions d'entrée dans la vie active des hommes et des femmes des années 60 aux années 90. Trois enquêtes statistiques sont exploitées.

Nos résultats apportent un certain nombre d'éléments d'objectivation à la fois sur la réalité des facteurs évoqués ci-dessus et sur les critères d'insertion comme le taux d'accès à un contrat à durée indéterminée, la qualification de l'emploi ou la durée du premier emploi qui effectivement rapprochent l'insertion des hommes de celle des femmes.



Pour autant, des écarts notables persistent pour ce qui est de la situation des moins diplômés puisque la part des recrutements sur CDD et de contrats aidés est bien plus importante parmi les jeunes femmes que parmi les jeunes hommes.

D'une manière générale, la meilleure réussite scolaire des filles et leur niveau de diplôme soutiennent leur cheminement vers des conditions de qualification à l'embauche de plus en plus proches de celles des hommes. A la fin des années 1990, les écarts demeurent cependant importants : possédant plus souvent un diplôme supérieur celui-ci offre aux femmes une insertion qui se fait nettement plus souvent que leurs homologues masculins dans les professions intermédiaires que dans des emplois de cadres (21,7% contre 30,3%).

## I Les hommes et les femmes dans l'activité et l'emploi : évolution 1990-99

Christine Fournier

L'évolution générale depuis la fin des années 60 est connue. La hausse de l'activité féminine, corrélée à la régression des interruptions de carrière (Desplanques, 1993), ainsi que la tertiarisation de l'économie<sup>1</sup>, qui a créé des opportunités pour le développement de l'emploi des femmes, ont rapproché la présence des hommes et des femmes sur le marché du travail. Parallèlement, l'élévation considérable du niveau d'éducation des femmes<sup>2</sup> a entraîné un déplacement vers le haut de leurs qualifications, opérant ainsi un "rattrapage" par rapport à leurs homologues masculins.

La question que nous aborderons ici est : cette tendance au rapprochement des hommes et des femmes au regard de l'activité et de l'emploi se poursuit-elle dans les années 90 ? Pour traiter cette question nous avons utilisé les Enquêtes sur l'emploi de 1990 et 1999.

Entre 1990 et 1999, la population active globale passe de 24 670 000 à 26 423 000 individus (soit +7%). Hommes et femmes ont contribué très inégalement à cette augmentation puisque l'on compte 513 000 hommes et 1 754 000 femmes de plus en 1999. Le chômage n'ayant pas ralenti sa course durant la même période<sup>3</sup>, l'évolution des effectifs en emploi mérite d'être précisée : ainsi, celui des hommes en emploi chute-t-il de 66 000 quand celui des femmes en emploi augmente de 767 000.

### Rapprochement des comportements d'activité

Entre 1990 et 1999, le taux d'activité des femmes de 15 ans et plus a maintenu sa progression -de 46,5% à 48,9%- tandis que celui des hommes continuait sa régression -de 64,2% à 62,8%. Pour mémoire, ces taux étaient de 74,7 % chez les hommes et 37,2% chez les femmes en 1968<sup>4</sup>.

Dans le même temps, la population active poursuit sa féminisation, s'acheminant vers la parité : elle comptait 46% de femmes en 1999 contre 44% en 1990.

Ainsi, le fléchissement sensible de l'activité des jeunes mères des deux enfants -allant totalement à l'encontre de l'évolution des dernières décennies<sup>5</sup>- lié à l'élargissement des conditions d'accès au congé parental d'éducation (cf. entre autres : Afsa, 1998 ; Simon, 1999) n'a pas, à ce jour, renversé la tendance globale de rapprochement des niveaux d'activité des hommes et des femmes.

<sup>1</sup> Le secteur tertiaire regroupait 47% de l'emploi total en 1968, 70% en 1996 (Marchand et Thélot, 1997)

<sup>2</sup> Entre 1945 et 1995, la détention d'un diplôme égal ou supérieur au baccalauréat parmi les 25-34 ans est passée de 4% à 41% chez les femmes et de 11% à 33 chez les hommes (Estrade et Minni, 1996).

<sup>3</sup> L'enquête emploi est réalisée en mars chaque année, soit en l'occurrence en mars 1999, c'est-à-dire avant la décrue du chômage observée très récemment.

<sup>4</sup> Enquêtes sur l'emploi : "Activité, emploi, chômage depuis 30 ans", *Collections de l'INSEE*, D123, 1987.

<sup>5</sup> Décennies pendant lesquelles l'élévation de l'activité des femmes a été particulièrement marquée chez les mères de deux enfants : ainsi, parmi les femmes ayant deux enfants de moins de 18 ans, 63% étaient actives en 1982, 72% en 1990, près de 77% en 1994 (Enquêtes sur l'emploi : *Les femmes*, INSEE, 1995, p.169).

## **L'emploi et le chômage**

La part des femmes dans l'emploi grandit : 42,6% en 1990, 44,7% en 1999.

En revanche, dans le contexte de tertiarisation de l'économie, l'emploi féminin est de plus en plus concentré dans le secteur tertiaire : 61% 1968, 82% en 1996 (Marchand et Thélot, 1997).

Entre 1990 et 1999, la concentration de l'emploi féminin par profession ne faiblit pas et tend même à s'accroître. En 1990, les six professions les plus féminisées regroupaient 59,8 % des femmes en emploi ( et 16,8% des hommes) ; neuf ans plus tard, ce sont 62,4% des femmes qui sont regroupées dans six professions. Chez les hommes la concentration de l'emploi reste stable : aux deux dates, respectivement 43,6% contre 43,1% d'entre eux sont regroupés dans six professions.

**Tableau I : Répartition des hommes et des femmes en emploi dans les CS en 1990 et 1999**

Catégories	hommes		femmes	
	1990	1999	1990	1999
Agri. Petites expl.	1,4	0,4	1,4	0,5
Agri. Moy. Expl.	1,8	0,9	1,4	0,6
Agri. Grande expl.	2,2	2,0	1,6	1,1
Artisans	5,3	4,6	2,3	1,8
Commerçants	3,4	3,3	3,9	2,5
Ch. d'E. 10 sal. ou +	0,9	0,8	0,2	0,3
Professions libérales	1,6	1,7	0,9	1,2
Cadres F.P.	1,5	1,7	0,6	1,0
Profs., prof. scient.	2,3	2,6	2,8	3,6
Prof ; info., spect.	0,7	0,9	0,9	0,8
Cadres adm, co. d'E	3,9	4,4	2,0	2,7
Ing. et cad. tech. d'E	3,6	4,9	0,6	1,0
Instituteurs	2,1	2,1	5,0	4,8
Prof ; inter santé, TS	1,3	1,7	5,6	7,3
Clergé, religieux	0,2	0,1	0	0
Prof. Inter F.P.	1,5	1,5	2,0	2,0
Prof. Adm. et co d'E	5,0	5,2	5,5	6,1
Techniciens	5,5	6,5	1,1	1,2
Contremaîtres, AM	4,2	3,6	0,4	0,4
Empl. Civils, agents FP	3,0	3,2	15,1	14,9
Policiers, militaires	3,3	3,3	0,3	0,4
Empl. Adm. d'entr.	2,7	2,9	18,0	16,1
Empl. de commerce	1,3	1,7	6,4	6,3
Pers. Serv. Dir. Part.	1,2	1,5	8,7	11,7
O.Q. type industriel	10,0	10,2	2,4	2,4
O.Q. type artisanal	10,5	10,7	1,0	1,2
Chauffeurs, livreurs	4,2	4,3	0,2	0,3
O.Q. manut. Transp.	2,6	2,8	0,2	0,3
O.N.Q. type industriel	7,3	5,6	6,0	3,9
O.N.Q. type artisanal	4,1	3,6	3,1	2,9
Ouvriers agricoles	1,4	1,4	0,4	0,5
Ensemble	100	100	100	100

Source : Insee, enquêtes sur l'emploi 1990, 1999 ; traitements Céreq

NB : Les pourcentages d'hommes et de femmes les plus élevés ont été surlignés

La concentration des emplois féminins, qui fait écho à leur polarisation dans l'appareil de formation, est à l'origine d'un durcissement de la concurrence que les femmes se livrent entre elles<sup>6</sup>. En revanche, les hommes, moins concentrés sur l'éventail des qualifications, trouvent des opportunités emplois plus diversifiées bien que les situations

<sup>6</sup> Par exemple, une concurrence en cascade s'exerce tout au long de la filière tertiaire administrative qui absorbe une large part des effectifs féminins : les BTS supplantent les bacheliers qui écartent les titulaires de CAP et de BEP. De surcroît, aux sortantes de ces filières techniques viennent se joindre celles issues des formations générales intéressées en partie par les mêmes types d'emplois (Couppié et Fournier, 1994).

relatives des moins qualifiés d'entre eux se dégradent, en écho au déclin de l'emploi industriel qu'ils investissaient massivement auparavant.

Les taux de chômage des hommes et des femmes augmentent et convergent. Le léger recul du chômage observé au cours de l'année 1999 est encore insoupçonné au moment de l'enquête emploi 1999 (mars). L'écart qui sépare les taux de chômage respectifs des hommes et de femmes reste sensible en dépit d'une convergence qui traduit plus la dégradation des situations masculines qu'une amélioration des situations féminines. Le taux de chômage des hommes passe de 8,3% à 12,0% (soit +44%) entre 1990 et 1999, celui des femmes de 12,9% à 15,5% (soit +20%).

**Tableau II : Taux de chômage selon le niveau de diplôme et le sexe**

Année	sexe	aucun cep	BEPC	CAP BEP	Bac	Bac + 2	Bac + 3 et plus	Ens.
1990	homme	12,6	7,0	6,6	5,7	3,5	2,8	8,3
	femme	17,9	12,3	13,6	8,3	4,3	5,2	12,9
1999	homme	19,8	12,8	9,6	10,3	7,4	5,9	12,0
	femme	23,0	15,5	15,9	13,5	8,3	8,6	15,5

Source : enquêtes emploi 1990, 1999 ; traitements Céreq.

La précarité de l'emploi rattrape les hommes.

Si les femmes restent globalement légèrement plus désavantagées que les hommes du point de vue des statuts d'emploi, l'écart moyen s'est néanmoins réduit. Non pas en raison d'une amélioration des situations féminines mais parce que les situations masculines se sont considérablement dégradées au cours de la dernière décennie.

La catégorie des employés, qui rassemble la moitié des femmes en emploi (seulement 13% des hommes), s'est étendue principalement via l'augmentation des effectifs des deux professions les moins valorisées : employés de commerce (+ 91 000 entre 1990 et 1999) et, surtout, Personnels de services directs aux particuliers (+ 415 000). En même temps qu'elles s'étendent, ces deux professions se recomposent sensiblement du point de vue du sexe. Toujours extrêmement féminisées (75% des employés de commerce sont des femmes, 86% des personnels de services directs aux particuliers), les hommes y sont néanmoins de plus en plus nombreux. Entre 1990 et 1999, les hommes les moins qualifiés, conduits vers les emplois d'employés ont été d'une certaine façon rattrapés par la précarité alors qu'auparavant, ils étaient, y compris dans ces catégories professionnelles, moins exposés que les femmes. Ainsi en va-t-il des employés administratifs d'entreprises (l'écart qui sépare les taux d'emplois sur statuts précaires respectifs des hommes et des femmes passe de 2,7 points à 0,6 point entre 1990 et 1999), des employés de commerce (l'écart passe de 4,2 points à 1,9 point) et des personnels de services directs aux particuliers, rare catégorie d'employés où le taux d'emplois sur statuts précaires des hommes soit supérieur à celui des femmes, d'où un écart qui s'accroît en passant de 2,1 points à 4,2 points. La réduction sensible des écarts entre les taux d'emplois sur statuts précaires des hommes et des femmes les moins qualifiés s'opère au prix d'une augmentation généralisée de ces taux et de la dégradation relativement plus marquée des situations masculines. De ce point de vue, la masculinisation des emplois traduit les difficultés grandissantes d'une partie des hommes qui, pour échapper au chômage, acceptent des conditions tellement désavantageuses que, jusqu'à présent, seules les femmes les acceptaient, à défaut de trouver mieux.

**Tableau III : Taux d'emploi précaire\* selon la catégorie socio-professionnelle et le sexe (catégories professionnelles assorties d'un taux d'emplois précaires supérieur à 8%,)**

Année	1990		1999	
	sexe H	F	H	F
Catégories prof.				
Prof. Info, art, spectacle	4,0	10,3	16,3	14,3
Prof. Inter santé et TS	5,5	4,0	10,4	7,4
Empl. Adm. d'ent.	6,6	9,3	11,1	11,7
Employés de commerce	6,9	11,1	11,5	13,4
Pers. Serv. Dir. Particuliers	8,7	6,6	12,7	8,5
O.Q. type industriel	5,1	3,7	8,7	7,5
O.Q. type artisanal	6,1	8,6	10,2	17,8
O.Q. manutent. Transp.	6,5	10,1	10,7	12,5
O.N.Q. type industriel	17,3	15,0	26,4	25,2
O.N.Q. type artisanal	16,8	7,3	27,9	11,3
Ouvriers agricoles	9,7	21,4	17,8	37,6

Source : Insee, enquêtes emploi 1990, 1999 ; traitements Céreq

\* l'emploi précaire recouvre les CDD, l'intérim et les "stages et contrats aidés".

Se dessine ainsi une tendance à un nivellement à deux étages : les femmes les plus qualifiées bénéficient de situations relativement plus avantageuses qu'auparavant (Fournier, 1997) tandis que les hommes les moins qualifiés voient leurs positions relatives se dégrader.

**Tableau IV : Taux d'emploi précaire\* selon le niveau de diplôme et le sexe**

année	sexe	aucun cep	BEPC	CAP BEP	Bac	Bac + 2	Bac + 3 et plus	Ens.
1990	homme	5,8	4,1	5,2	3,8	2,9	2,0	4,8
	femme	5,9	6,4	7,8	6,7	3,6	3,0	6,1
1999	homme	10,0	8,6	6,9	9,9	6,4	3,1	7,6
	femme	9,5	8,7	8,6	10,2	7,7	6,6	8,7

Source : enquêtes emploi 1990, 1999 ; traitements Céreq.

\* l'emploi précaire recouvre les CDD, l'intérim et les "stages et contrats aidés".

Si l'écart entre taux d'emplois précaires des hommes et des femmes se resserre sensiblement au cours de la décennie, c'est au prix d'une augmentation massive qui affecte les uns et les autres. La "tendance à l'égalité" qui accompagne la flambée du taux d'emplois précaires résulte notamment de la dégradation des conditions d'emplois des hommes.

Développement du temps partiel : les inégalités entre hommes et femmes se renforcent.

Le temps partiel reste la dimension la plus discriminante des situations dans l'emploi selon le sexe. En 1990, il concernait 23,6 % des femmes en emploi et 3,4 % des hommes en

emploi. En 1999, ces chiffres s'élèvent respectivement à 31,8% et 5,6% : l'écart se creuse. Le temps partiel reste une affaire de femmes. Non seulement les professions caractérisées par une proportion importante d'emplois à temps partiel sont pour la plupart très féminisées (part de femmes supérieure à 75 %), mais de surcroît, les femmes exerçant ces professions sont bien plus concernées par le temps partiel que les hommes. Ainsi en va-t-il des emplois d'employés de commerce et de personnels de services directs aux particuliers, qui sont depuis quelques années investis de façon significative par les hommes. Alors que la moitié des femmes exerçant ces professions travaillent à temps partiel, moins d'un homme sur cinq est concerné par cette modalité. Autrement dit, parmi les opportunités d'emploi ouvertes dans des catégories caractérisées par la précarité et les bas salaires, les hommes ont plus souvent saisi celles qui s'accompagnaient d'un temps complet.

Certes, le temps partiel peut être envisagé comme une opportunité dont les femmes se saisissent afin de mieux "concilier vie professionnelle et vie familiale". Cet argument vaut probablement pour une large moitié d'entre elles qui déclarent "ne pas être disponibles pour travailler plus" (selon les termes de l'enquête emploi). Cette proportion massive est toutefois trompeuse car cette proposition n'indique pas indéniablement que la femme se satisfasse de la situation. Pour beaucoup, l'emploi à temps partiel se présente comme la seule opportunité professionnelle inscrite dans un éventail de choix limité par le bas niveau des qualifications. Si l'on considère, par exemple, les conditions des caissières ou des personnels de services directs aux particuliers, le temps partiel, loin de faciliter la vie des femmes, la rend plus difficile particulièrement lorsqu'ils sont assortis d'horaires variables. Car les emplois du temps professionnels des unes comme des autres sont avant tout dictés par un souci de flexibilité destinée à servir le plus efficacement possible les impératifs du service à la clientèle. Ils s'accommodent peu des contraintes de la vie familiale des employées et, de plus, changent au gré des aménagements imposés par l'organisation (Galtier, 1999 ; Appay, 1999). Ainsi, les salariées se doivent-elles d'être disponibles en permanence afin de répondre positivement aux variations qui leurs sont adressées. Telle caissière verra son emploi du temps programmé, dans le meilleur des cas, deux semaines à l'avance (Alonzo, 2000) quand telle aide à domicile acceptera des interventions le mercredi alors qu'elle souhaitait précisément se libérer ce jour-là pour s'occuper de ses enfants (Causse, Fournier et Labryère, 1997). En outre, ces variations permanentes empêchent l'exercice d'un second emploi qui supposerait que l'employée parvienne à stabiliser son emploi du temps.

Si la plupart des salariées à temps partiel acceptent des conditions horaires contraignantes, c'est que leur situation financière ne leur permet pas de s'y opposer. Non seulement une heure travaillée supplémentaire est aussi une heure rémunérée mais de plus, les employeurs exigent de leurs salariées qu'elles répondent positivement aux demandes qui leur sont adressées, au risque pour elles de ne plus être sollicitées et de basculer ainsi du sous-emploi dans le chômage. Beaucoup d'entre elles espèrent en montrant leur "bonne volonté" accéder à un temps complet (Bouffartigue et Pendariès, 1994). Plus largement, 40% des femmes travaillant à temps partiel souhaiteraient travailler davantage. Parmi celles-ci, plus de la moitié de celles qui n'ont pas dépassé le niveau du CAP/BEP souhaiteraient augmenter leur temps de travail (seulement un tiers des diplômées de l'enseignement supérieur dans le même cas) (Fournier, 1997).

Ainsi le travail à temps partiel touche plus fortement les moins diplômés, cette tendance étant particulièrement accentuée chez les femmes. Or le travail à temps partiel contraint, court et précaire est beaucoup plus fréquent chez les femmes peu ou pas qualifiées et, de surcroît, appartenant à des ménages à faible revenu (Galtier 1999a et b).

**Tableau V : Taux de temps partiel selon le niveau de diplôme et le sexe**

année	sexe	aucun cep	BEPC	CAP BEP	Bac	Bac + 2	Bac + 3 et plus	Ens.
1990	homme	4,2	3,6	1,9	3,8	3,2	5,1	3,4
	femme	28,8	23,3	23,1	20,1	16,3	18,3	23,6
1999	homme	7,6	5,4	4,0	6,7	4,5	5,9	5,6
	femme	40,2	31,6	32,7	30,6	24,9	23,7	31,8

Source : enquêtes emploi 1990, 1999 ; traitements Céreq.

Ceci dit, les hiérarchies des taux d'emploi à temps partiel selon le niveau de diplôme et le sexe ne se superposent pas. Cette divergence renvoie dans une large mesure à des proportions d'emplois à temps partiel dans les différentes professions très variables selon le sexe. Ainsi, les types d'emplois dominés par le temps partiel le sont très inégalement selon que l'on considère les hommes ou les femmes.

**Tableau VI : Part d'emplois à temps partiel selon le sexe en 1999**

Professions	Hommes	Femmes	Ensemble
Agri. sur petite exploitation	7,4	33,8	19,9
Professions libérales	5,6	29,6	14,6
Prof., prof. Scientifiques	6,4	22,1	14,7
Prof. Info., arts et spectacle	22,5	44,6	32,0
Instituteurs et assimilés	11,2	21,8	18,1
P.I. santé, W social	11,5	31,5	26,9
P.I. administrative FP	2,4	26,2	14,9
P.I. adm. et com. d'entreprises	3,5	17,2	10,2
Employés civils, agents FP	8,7	33,8	28,4
Employés adm. d'entreprises	7,9	26,7	23,3
Employés de commerce	14,0	47,1	38,8
Personnels serv. directs part.	18,5	54,2	49,3
ONQ type artisanal	14,4	70,1	36,5
Ouvriers agricoles	11,0	35,6	17,1
Ensemble	4,9	31,0	16,6

Source : Enquête emploi 1999 ; traitements Céreq

### Diplôme et qualification de l'emploi

La progression des niveaux de diplôme des femmes se confirme au cours de la décennie, parallèlement à celle des hommes, moins marquée.



**Tableau VII : Progression des niveaux de diplôme des hommes et des femmes en emploi**

En %

	Aucun-CEP		BEPC		CAP-BEP		Bac		Bac + 2		Bac + 3 et plus		Ensemble	
	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
1990	35,6	34,2	6,6	9,5	32,1	24,5	10,1	13,3	6,2	11,0	9,2	7,3	100	100
1999	24,4	23,5	6,4	8,3	33,9	24,9	12,5	15,8	9,9	15,2	12,6	12,0	100	100

Le développement du secteur tertiaire jumelé à la régression des secteurs primaire et secondaire, a favorisé l'accès à l'emploi des plus diplômés. Ces derniers ont trouvé dans la multiplication, notamment, des emplois de cadres<sup>7</sup>, des opportunités d'intégration voire de promotion. A cet égard, les jeunes femmes, plus souvent diplômées de l'enseignement supérieur que les hommes, ont pu faire valoir leurs investissements scolaires même si le rendement qu'elles en espéraient est parfois resté en deçà de leurs attentes (professions intermédiaires plutôt que cadres).

**Tableau VIII : Répartition des hommes et des femmes dans les catégories socio-professionnelles**

Catégories	Année	Hommes	Femmes
Agriculteurs	1990	5,4	4,4
	1999	3,3	2,2
Artisans, comm., Ch. d'entreprise	1990	9,6	6,4
	1999	8,7	4,6
Cadres, Professions libérales	1990	13,6	7,8
	1999	16,2	9,3
Professions intermédiaires	1990	19,8	19,6
	1999	20,7	21,8
Employés	1990	11,5	48,5
	1999	12,6	49,4
Ouvriers	1990	40,1	13,3
	1999	38,6	11,5
Ensemble	1990	100	100
	1999	100	100

Source : Enquêtes emploi 1990, 1999 ; traitements Céreq

L'emploi féminin poursuit sa progression vers les catégories de cadres et professions intermédiaires, se maintient dans celle des employés et continue à décroître parmi les ouvriers. L'évolution de la répartition des hommes dans l'emploi se fait globalement dans le

<sup>7</sup> Qu'il faut tempérer; l'augmentation mise en lumière intègre la transformation du statut d'une partie des instituteurs devenus au cours de la période Professeurs d'école et qui passent ainsi de la catégorie " Professions intermédiaires " à la catégorie " Cadres et professions intellectuelles supérieures ".

même sens, mais les emplois de cadres progressent plus fortement -l'écart entre hommes et femmes se creuse d'un point dans la décennie au détriment de celles-ci- tandis que les professions intermédiaires se développent plus chez ces dernières. Ainsi, l'élévation spectaculaire du niveau de diplôme des femmes en emploi qui rattrapent les hommes dans les niveaux Bac+3 et plus et les dépassent dans les niveaux Bac+2, les ont donc conduites plus souvent vers les professions intermédiaires que supérieures.

On constate qu'avec un Bac+3 et plus, la probabilité d'être cadre a globalement diminué, mais plus chez les femmes que chez les hommes, creusant l'écart entre les deux : + 6 points en 1990 au profit des hommes, près de 8 points en 1999. Avec un Bac+2, l'accès à un emploi de cadre ou dans les professions intermédiaires régresse pour les deux sexes ; en revanche les emplois d'ouvriers et d'employés se développent : avec un bac +2, 18% des femmes étaient ouvrières ou employées en 1990, 26% en 1999 contre respectivement 9% et 17% des hommes. Quant au Bac, il offre pour la grande majorité des femmes un emploi d'employée ou d'ouvrière (53% en 1990, 60% en 1999). Les hommes bacheliers se trouvent aussi de plus en plus souvent dans ces catégories, mais dans une mesure bien moindre : 25% en 1990, 38% en 1999)

Enfin, dans les niveaux inférieurs de diplôme, l'accès à un emploi qualifié apparaît une exception chez les femmes : plus de 80% de celles qui ont un CAP-BEP ou un BEPC sont ouvrières ou employées contre environ 60% des hommes ayant un même niveau de diplôme.

**Tableau IX : Catégories socio-professionnelles x diplôme x sexe en 1990 et 1999**

Diplôme	Sexe	auc./CEP		BEPC		Cap-bep		bac		Bac+2		bac+3 /+		Ensemble	
		H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
Agri.	90	8,7	9,2	3,3	3,4	5,0	2,7	4,6	1,5	1,0	0,6	0,7	0,3	5,4	4,4
	99	3,7	4,5	2,2	2,3	4,4	2,5	4,0	1,3	1,8	0,6	0,2	0,2	3,3	2,2
Art.co,Ce	90	9,2	8,5	10,4	8,2	11,7	6,5	10,3	5,4	5,7	2,0	5,2	2,4	9,6	6,4
	99	8,2	5,9	9,1	6,2	11,1	5,7	9,0	4,7	6,0	1,9	4,8	1,7	8,7	4,6
Cadre,PL	90	2,4	1,0	11,2	3,7	3,4	1,7	20,0	8,1	26,1	8,9	78,4	62,1	13,6	7,8
	99	2,1	0,9	9,3	3,4	3,3	2,1	15,1	6,6	24,2	9,5	76,0	58,8	16,2	9,3
P.I.	90	9,7	4,5	26,2	16,6	17,9	10,3	40,9	31,4	58,0	69,8	12,9	27,5	19,8	19,6
	99	8,9	4,3	24,7	14,7	17,1	10,2	33,6	26,6	51,1	61,5	14,0	28,7	20,7	21,8
Employé	90	10,8	49,9	24,9	59,6	12,1	66,7	14,0	50,8	6,7	18,3	2,5	7,4	11,5	48,5
	99	13,1	57,0	22,4	63,0	12,4	67,6	17,7	55,0	10,5	25,4	3,7	10,0	12,6	49,4
Ouvrier	90	59,4	26,9	24,0	8,5	49,9	12,0	10,8	2,4	2,5	0,7	0,8	0,4	40,1	13,3
	99	64,0	27,5	32,7	10,5	51,6	12,7	20,3	5,3	6,3	1,0	1,2	0,3	38,6	11,5
Ensemble	90	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	99	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Source : Enquêtes emploi 1990, 1999 ; traitements Céreq

Au total, le mouvement, entamé dans les années 60, de rapprochement des positions occupées par les hommes et les femmes sur le marché du travail se confirme globalement entre 1990 et 1999.

Concernant l'activité, le maintien des mouvements inversés de croissance de celle des femmes et de décroissance de celle des hommes réduit de plus en plus l'écart entre les sexes.

La crise de l'emploi ayant plus affecté les secteurs industriels, masculins, et la croissance de l'emploi tertiaire ayant offert des opportunités aux femmes, les taux de chômage se sont progressivement rapprochés, même si ces dernières demeurent plus touchées. Enfin, si, pendant cette décennie, la précarité de l'emploi s'est envolée pour tout le monde, le mouvement a été plus fort chez les hommes : l'écart avec les femmes tend ainsi à se réduire, bien que celles-ci demeurent plus concernées.

En revanche, sur trois points, ce mouvement de rapprochement est limité voire inexistant. O. Marchand (1993) notait que, malgré la percée des femmes dans des professions où elles étaient peu présentes, la progression de l'emploi féminin, en masse, avait surtout grossi des professions déjà très féminisées. Ainsi, à la charnière des années 80-90, la tendance à la diversification de l'emploi féminin n'avait pas réduit sa concentration globale. Nos résultats montrent qu'entre 90 et 99, si l'on prend en compte les six professions les plus féminisées aux deux dates (qui ne sont d'ailleurs pas exactement les mêmes) elles concentrent une part encore plus grande de l'emploi féminin. Ce mouvement ne se vérifie pas pour les hommes.

Un autre point de divergence entre hommes et femmes est la montée du travail à temps partiel, tout à fait spectaculaire chez ces dernières. Nous ne reviendrons pas sur ce fait dont il a été montré qu'il tend non seulement à creuser les écarts entre les parcours professionnels et salariaux des hommes et des femmes, mais, dans le même temps, à créer des différenciations considérables au sein même de la population féminine en emploi (Maruani, 2000 ; Galtier, 1999 ; Meurs et Ponthieux, 1999).

Enfin nous avons constaté que si l'élévation considérable du niveau d'éducation des femmes –dépassant celui des hommes- et, en particulier, de leur accès aux diplômes de l'enseignement supérieur avait bien continué à déplacer l'espace de la qualification de l'emploi féminin vers le haut, la part des hommes occupant un emploi de cadre a progressé plus vite que celle des femmes. Dans le même temps, la concentration des femmes dans les emplois d'ouvrier ou employé ne faiblit pratiquement pas (61,8% d'entre elles en 1990, 61% en 1999), l'écart avec les hommes ne régressant que d'un point.

## II. Les conditions d'insertion professionnelle des hommes et des femmes de 1960 à 1995 :

*Cette partie reprend la version en français, légèrement remaniée, d'une communication présentée par Arnaud Dupray et Christine Fournier, dans le cadre de L'European Research Network on Transitions in Youth 2000 meeting, à Anvers du 7 au 10 septembre 2000.*

L'activité professionnelle féminine est l'objet de maints travaux qui soulignent l'évolution remarquable de la place des femmes sur le marché du travail au cours des trente dernières années<sup>8</sup> (Dubesset, 2000 ; Battagliola, 2000). Notre objet s'inscrit dans cette perspective historique récente puisqu'il s'agit ici de rendre compte de la place relative des femmes sur le marché du travail depuis 1960, comparée à celle des hommes, et ce, à travers l'analyse des conditions de leur insertion professionnelle. Nous mettrons en particulier en relief les éléments qui nourrissent et traduisent l'évolution de leur rapport à l'emploi au fil des dernières décennies.

Partant d'un contexte, celui du début des années 60, où les rapports à l'activité et à l'emploi des hommes et des femmes sont encore très clivés, l'hypothèse avancée est qu'une conjonction de facteurs tenant à la croissance de la scolarisation, à la tertiarisation des emplois et à l'émancipation progressive des femmes produit une tendance à la convergence des conditions d'entrée dans la vie active des hommes et des femmes. Ces conditions seront appréciées sur la base des caractéristiques du premier emploi de garçons et de filles appartenant à des cohortes entrées sur le marché du travail au cours des années 60, 70, 80 et 90. A cette fin, trois enquêtes statistiques seront exploitées (voir encadré 1, p.34).

Cette partie s'organise comme suit : une première partie soulignera le desserrement progressif (et inégal selon les niveaux de diplôme) des contraintes familiales qui conditionnent le rapport des femmes à l'activité professionnelle. Une deuxième partie s'attachera à mettre en lumière les effets de la progression de la scolarisation, plus marquée pour les filles que pour les garçons, conjuguée à la tertiarisation des emplois, entendue comme un appel en direction de la main d'œuvre féminine (les trois tendances sont bien entendu intimement imbriquées). Enfin, à partir d'une lecture synthétique des différents indicateurs, nous éprouverons l'hypothèse d'un rapprochement des profils d'insertion professionnelle selon le genre. Nous montrerons en particulier que l'homogénéisation progressive des débuts professionnels des hommes et des femmes passe par le diplôme.

### I- Au fil des décennies, la contrainte familiale se desserre

L'activité professionnelle féminine prend son essor au début des années soixante. En 1962, l'écart entre les taux d'activité des jeunes hommes et femmes est considérable : parmi les 15-34 ans, 81,8% des hommes sont actifs contre 44,3% des femmes (RGP 1962). Le cadre

---

<sup>8</sup> Historiens et sociologues relatent nombre d'épisodes qui témoignent des dispositions des femmes à l'égard du travail dès le début du vingtième siècle, tant dans le domaine agricole, à l'époque où l'essentiel de la production nationale s'inscrivait dans le secteur primaire que dans le domaine industriel où elles ont prouvé qu'elles pouvaient efficacement remplacer les hommes. Cf. Perrot, 2000.

juridique lui-même est porteur de contraintes puisqu'il faut attendre 1965 pour que le législateur autorise la femme à exercer une activité professionnelle sans l'accord de son mari. C'est dire la dépendance des femmes à l'égard du conjoint et le caractère d'appoint des salaires qu'elles perçoivent par rapport à celui du mari, principal pourvoyeur des ressources du ménage. La situation familiale (recouvrant le mariage et la présence d'enfants) s'impose alors comme le facteur majeur des comportements des femmes à l'égard de l'emploi.

Dès les années 60, la transformation des comportements féminins à l'égard de l'activité commence à s'affirmer sous le coup des trois facteurs conjugués que sont la baisse de la fécondité, l'augmentation du niveau de formation des filles et la croissance de l'emploi salarié, au détriment de l'emploi agricole et des indépendants (commerce, artisanat).

**Tableau 1 : Taux d'activité des femmes âgées de 25 à 29 ans aux recensements selon la situation familiale**  
(nombre d'enfants âgés de 16 ans au plus)

Année du RP	Sans conjoint	Avec conjoint				ensemble
		0 enfant	1 enfant	2 enfants	> 2 enfants	
1962	67,5 %	69,4	41,4	20,9	10,5	45,1
1975	80,7	84,1	69,7	40,5	17,1	62,4
1982	83,2	86,8	76,8	54,4	20,7	70,6
1990	85,9	91,5	84,1	67,5	30,2	80,2

Source : Insee, RGP 1962 in Marché du travail- séries longues, Emplois-revenus n°138-139

En 1962, le taux d'activité des jeunes femmes décline très significativement à mesure que s'élève le nombre d'enfants ( voir aussi la Figure 3 en annexe p. 32). En outre, la confrontation des taux d'activité en fonction du nombre et de l'âge des enfants permet de mettre en lumière un phénomène de discontinuité : pour une large part d'entre elles, les femmes se retirent du marché du travail à la naissance des enfants (quand elles y sont entrées) et le réintègrent lorsque ces derniers ont atteint un âge décisif, 6 ou 7 ans paraissant le seuil sensible à partir duquel les reprises d'activité sont le plus fréquentes (Données sociales, 1973- voir annexe 1). La baisse de la fécondité observée à partir de 1962 accompagne la progression du taux d'activité féminine, sans qu'il soit possible de faire de l'une la conséquence de l'autre et réciproquement. Du fait de la chute du nombre d'enfants (plus de familles de deux enfants, moins de familles de trois enfants), les femmes sont à même de reprendre une activité professionnelle avant 40 ans (Salais et Michal, 1971).

Le taux d'activité féminine opère un bond spectaculaire entre 1962 et 1975. Mais si les femmes sont de plus en plus nombreuses sur le marché du travail, leurs itinéraires professionnels restent marqués par la discontinuité (Labourie-Racapé, Letablier et Vasseur, 1977). La courbe que dessine les taux d'activité féminine en fonction de l'âge reste bimodale. Si les femmes se présentent sur le marché du travail au sortir du système scolaire, une large part continuent de s'en retirer dès la naissance du premier enfant et n'y reviennent que de nombreuses années plus tard, une fois les enfants autonomes<sup>9</sup>.

Au cours de années 70, les modes de garde des jeunes enfants se développent de façon

<sup>9</sup> La discontinuité de l'activité professionnelle est alors le plus souvent mise en avant pour justifier le blocage des carrières féminines.

continue. De 1975 à 1982, le nombre de places en crèches collectives et familiales augmente de 50 000 et le nombre d'enfants admis à l'école maternelle de 34 000 (Leprince, 1987). Cette période est également marquée par de nouvelles mesures législatives qui vont modifier les comportements de fécondité des femmes : le contrôle des naissances est facilité après le vote (suite à des débats houleux) de deux lois majeures : la loi Neuwirth de 1967, qui autorise l'information et la diffusion des moyens contraceptifs<sup>10</sup> et la loi Veil de 1974 légalisant l'interruption volontaire de grossesse.

La progression du taux d'activité des jeunes femmes se poursuit tout au long des années 80. En fait, on constate que, depuis les années 60, cette progression est particulièrement sensible chez les mères de deux enfants. On sait cependant que, récemment, les taux d'activité des mères de deux enfants dont le deuxième a moins de trois ans ont fortement chuté à la suite de l'élargissement des conditions d'accès à l'allocation parentale d'éducation par la loi "Famille" de 1994 (Afsa, 1998; Allain et Sédillot, 1999. Cf. aussi Battagliola, 2000<sup>11</sup>).

Si l'on observe les jeunes diplômés de l'enseignement supérieur, les chiffres du dernier recensement général de la population (1990) rendent compte de l'aboutissement du processus continu d'alignement du taux d'activité des femmes sur celui des hommes : parmi les 15-34 ans, 78,3% des hommes sont actifs et...75,8% des femmes. Le chemin parcouru peut se lire aussi dans les 67,5 % de femmes avec deux enfants qui sont actives, proportion équivalente à celle des femmes célibataires en 1962. Les débuts dans la vie active sont tout aussi éloquents : en 1997, parmi les jeunes sortis du système scolaire en 1992, 96,5% des hommes et 91,7% de femmes sont sur le marché du travail ( Cf. figure 2 en annexe p.33).

Si ce rapprochement continu des taux d'activité des jeunes femmes et des jeunes hommes s'est poursuivi pendant les années 90, l'écart reste cependant non négligeable: entre 1990 et 1999, il passe de -17 points à -12 points chez les 25-29 ans, de -22 à -16 points chez les 30-34 ans (Enquêtes sur l'emploi).

### *1.1 – Evénements familiaux et interruptions d'activité en début de vie active*

Parmi les femmes ayant obtenu un premier emploi au début des années 60, plus de 43 % déclarent que la naissance d'un de leurs enfants a eu un effet sur leur situation à l'égard de l'emploi (un changement d'emploi, le passage par le chômage, une prise ou reprise d'activité, une cessation d'activité ou une modification de leur temps de travail étaient les éléments de modification répertoriés dans le questionnaire). Pour près de 70 % d'entre elles, il s'agissait d'une interruption d'activité temporaire et pour 25 % de celles-ci, d'une cessation définitive. Quinze ans plus tard, elles ne sont plus que 32 % à déclarer un effet de la naissance de leur(s) enfant(s) sur leur situation professionnelle et l'inactivité ne représente plus que 77 % des conséquences invoquées contre 95 % auparavant (enquête « carrière et mobilité », 1989). Ces observations montrent que les itinéraires professionnels des femmes sont dorénavant moins soumis aux contraintes liées à la maternité. S'amorce, d'ores et déjà, la tendance à une plus grande continuité de leurs itinéraires professionnels.

La chronologie des événements familiaux et professionnels se transforme très significativement au cours des trois dernières décennies.

Le temps moyen qui sépare le début du premier emploi de la naissance du premier enfant se réduit progressivement et considérablement (tableau 2). Alors qu'au début des années

<sup>10</sup> Les décrets d'application ne seront votés qu'au début des années soixante-dix en raison des fortes résistances qui s'expriment alors : cf. M. Dubesset, 2000.

<sup>11</sup> F. Battagliola calcule, à partir des enquêtes sur l'emploi, les taux d'activité des mères en couple ayant entre 25 et 29 ans : pour celles ayant deux enfants dont le dernier a moins de trois ans, les chiffres sont de 63,1% en 1994, 47,1% en 1996 et 40,6% en 1998.

soixante, 6 ans et demi en moyenne séparaient les deux événements, cet écart passe à 3 ans et demi dans les années 70 puis à 2 ans et demi dans les années quatre-vingt. L'âge au premier emploi, qui s'élève tout au long de la période considérée, compte tenu notamment des augmentations de l'âge de sortie du système scolaire concourt à ce rapprochement.

**Tableau 2 : Naissance du premier enfant et premier emploi occupé**

Cohortes	âge au premier emploi		Temps moyen entre début du premier emploi et naissance du premier enfant EN MOIS	Indicateur de positionnement de la naissance du 1er enfant par rapport au premier emploi.		
	Homme	Femme		Avant le début de l'emploi	Au cours du premier emploi (même employeur)	Après la sortie de l'entreprise : (1 <sup>er</sup> employeur)
C60	17.4	17.8	78.4	4.8 %	26.1 %	69.1 %
C70	20.2	20.6	43	13.3 %	35.3 %	51.5 %
C80	20 (*)	20.6 (*)	29.1	16.2 %	3 %	81.7 %

Sources : enquête Carrières et Mobilité, enquête FQP93, nos calculs. (\*) : l'âge au premier emploi pour la cohorte des années 80 est calculé en années révolues, ce qui explique le peu d'écart avec celle des années 70.

Au début des années 60, deux modèles d'insertion au féminin cohabitent :

- une majorité des femmes au sortir de l'école, conjuguent un accès rapide à l'emploi et la naissance du premier enfant après la fin de leur premier emploi,
- les autres associent une naissance précoce du premier enfant et le renoncement à l'emploi ou au projet d'emploi.

Ainsi, pour la cohorte entrée dans l'emploi au début des années 60, 70% des femmes répondent au premier modèle. Quinze ans plus tard, elles ne sont plus que 51 %. Dans les années 80, la part de femmes ayant un enfant avant leur premier emploi passe de 4,8 % à plus de 16 %, alors même que l'âge moyen des femmes à la naissance du premier enfant s'est élevé (23,5 ans pour cette dernière cohorte).

La proportion singulièrement élevée de femmes mettant au monde un premier enfant après la fin du premier emploi dans les années 80 est à rapporter à la durée moyenne des premiers emplois à cette époque, relativement courte (tableau 3), du fait de la multiplication d'une part, des dispositifs publics en faveur des jeunes (ces contrats aidés et transitoires sont destinés à faciliter l'accès à un emploi stable), d'autre part des CDD, après l'assouplissement de la législation de 1982 qui en limitait l'usage (Le Goff et Le Pluart 1985).

Dans les années 80 et 90, les modèles d'insertion des jeunes femmes évoluent (Marry et alii, 1995. Enquête "Jeunes" de 1992). Les itinéraires d'insertion qui combinent naissance précoce et inactivité dominante ne concernent plus qu'une jeune femme sur cinq. Ceux où l'emploi

domine regroupent les deux tiers de l'échantillon : ces jeunes femmes ont nettement plus souvent eu leur premier enfant plus tard. Enfin un autre itinéraire apparaît : celui où le chômage domine (14% de l'échantillon). Dans ce groupe, la précocité de la première maternité pèse fortement sur la probabilité d'être active au chômage plutôt qu'en emploi.

Si l'on observe les durées moyennes respectives des premiers emplois des hommes et des femmes rapportées à la présence d'enfants, elles témoignent d'une évolution significative (Tableau 3).

L'écart qui distingue les durées des premiers emplois des femmes selon la situation à l'égard de la maternité se réduit très nettement d'une décennie à l'autre : de près de deux ans dans les années soixante, il chute à moins de trois mois dans les années 80, jusqu'à s'inverser dans les années 90 ( mais l'écart n'est pas statistiquement significatif). Cette tendance est à rapporter à la chronologie des événements familiaux et professionnels développée ci-dessus ; elle témoigne explicitement d'un moindre impact de la naissance des enfants sur les comportements d'activité féminins<sup>12</sup>.

**Tableau 3 : Durée moyenne du premier emploi selon la présence ou non d'enfant(s)**

Cohortes	Femmes		Hommes	
	pas d'enfant	Au moins un enfant	pas d'enfant	Au moins un enfant
C60	77.1	54.4	<sup>13</sup>	
C70	41.6	36.8		
C80	13	10.8	13.7	14.2
C90	21.5	21.9	18.3	23.3

La confrontation des durées des premiers emplois selon la situation familiale et le genre, à partir des années 80 confirme cette lecture : à l'instar des femmes dans les années 90, mais dans une proportion plus importante, les pères de famille affichent une durée de premier emploi plus longue que les hommes sans enfants. Deux hypothèses au moins, qui resteraient à vérifier peuvent ici être avancées :

- la présence d'enfants peut engendrer des prises de risque moins importantes en terme de mobilité inter-firme.
- et l'assurance d'une plus grande stabilité de l'emploi pourrait favoriser l'engagement dans la parentalité.

### *1.2- La situation professionnelle des femmes de moins en moins sensible aux changements touchant leur situation familiale*

<sup>12</sup> Ces résultats s'accordent à ceux de Thévenon (2000) qui éclairent la situation privilégiée des femmes actives en France, comparée à celles des Pays-Bas, du Royaume-Uni, de l'Allemagne et de l'Espagne.

<sup>13</sup> Notons que l'analyse comparée de la situation des hommes et des femmes pour cet indicateur n'est possible qu'à partir des enquêtes FQP93 et Génération 92. En effet, les informations sur les enfants ne sont enregistrées que pour les femmes dans l'enquête Carrières et mobilité, ce qui en soi dénote une inégalité de traitement des enquêtés dès lors qu'il s'agit de collecter des informations sur la famille.



Au cours des années 60, les parcours professionnels des femmes sont fortement perturbés par les événements familiaux. Le mariage ou un changement concernant le conjoint ( dans les ¾ des cas, il s'agit d'une mobilité géographique ou d'une séparation) entraînent plus fréquemment une modification de la situation professionnelle des femmes que des hommes.

**Tableau 4 : Raisons extra-professionnelles ayant eu un impact sur la situation professionnelle des hommes et des femmes**

	En %	mariage	Accident, maladie	Changement concernant le conjoint	Autre événement familial
C60	Hommes	7,9	14,1	2,8	2,3
	Femmes	28,3	9,4	15,6	3,5
	Ensemble	17,7	11,8	8,9	2,8
C70	Hommes	7,4	7,8	1,5	2,3
	Femmes	16,4	7,6	13	2,3
	Ensemble	12,3	7,7	7,5	2,3

Source : Insee, enquête « carrières et mobilité ». Motifs considérés indépendamment l'un de l'autre dans l'enquête. Lecture : 28.3 % des femmes interrogées déclarent que le mariage a eu une incidence sur leur activité professionnelle<sup>14</sup>.

Au début des années 60, les motifs de changement de situation professionnelle les plus fréquemment cités soulignent l'impact de la charge familiale sur les comportements d'emploi féminins : 28,3% des femmes interrogées évoquent le mariage comme motif d'un changement de leur situation professionnelle (celui-ci consiste dans 70% des cas à un passage à l'inactivité professionnelle) et 15,6%, un changement concernant le conjoint.

Dès les années 70, la charge familiale pèse moins lourdement sur les dispositions des jeunes femmes à l'égard de l'emploi. Les différents motifs extra-professionnels invoqués par les hommes pour justifier un changement de la situation professionnelle se retrouvent dans des proportions équivalentes à celles enregistrées au début des années soixante (à l'exception du motif « accident, maladie » moins fréquemment cité - il passe de 14,1% à 7,8% - baisse probablement liée à la réduction du nombre d'accidents de travail – plus fréquents dans le secteur industriel, qui régresse - et plus généralement au progrès de la médecine ; le chiffre correspondant pour les femmes chute également de façon très significative). En revanche, les motifs invoqués par les femmes évoluent très nettement. Le mariage n'est plus mentionné que par 16,4% des femmes, mais se traduit encore pour 59 % d'entre celles-ci par un passage à l'inactivité professionnelle et les femmes semblent moins enclines à modifier leur situation professionnelle du fait d'un changement concernant le conjoint (13%).

Bien que ces données traduisent une moindre soumission des femmes aux contraintes familiales, elles témoignent encore d'un effet non négligeable de la situation familiale sur leurs comportements à l'égard de l'emploi. Précisons, afin de dissiper toute interrogation sur les effets du mariage sur la situation des hommes que les (presque) 8% enregistrés respectivement pour les deux cohortes consistent dans 70% des cas en une mobilité vers un autre établissement de l'entreprise d'appartenance ou vers une autre entreprise. La mobilité

<sup>14</sup> du type : un changement d'emploi, le passage par le chômage, une prise ou reprise d'activité, une cessation d'activité ou une modification de leur temps de travail.

des hommes se réalise donc sur le marché du travail tandis que celle des femmes opère plus souvent à sa frontière.

Les différentes raisons invoquées pour justifier la fin du premier poste occupé par les hommes et les femmes en début de vie active consolident la démonstration des tendances mises en lumière.

**Tableau 5 : raisons ayant motivé le départ du premier poste**

	En %	Licenciement	Mobilité pour suivre le conjoint	Autre changement d'entreprise	Arrêt d'activité	Mutation interne	Promotion	Total
C60	Hommes	9.9	0.8	67.7	2.8	3.9	14.9	100
	Femmes	8.2	5.3	43.4	28.3	5	9.8	100
C70	Hommes	15.2	1.3	58.8	1.9	6.3	16.5	100
	Femmes	20.9	4.7	35.8	20.1	7.3	11.2	100
C90		licenciement	démission	Fin de contrat	Fin de période d'essai	Changement d'établissement	autre	
	Hommes	7.1	19.2	57.6	0.9	2	13.2	100
	Femmes	7.1	18.7	65.7	0.8	2.9	4.9	100

Sources : enquête «Carrière et mobilité » et enquête Génération 92. Ces informations n'étaient pas disponibles dans l'enquête FQP93.

Pour les femmes, elles consistent massivement en un changement d'entreprise pour suivre le conjoint ou une cessation d'activité pour des raisons familiales (tableau 5). Par ailleurs, dans les années 60 et 70, les femmes sont moins promues que les hommes.

Au début des années 90, le contraste entre hommes et femmes le plus manifeste apparaît dans les proportions respectives de « départs pour fin de contrat » (recouvrant les contrats précaires et les contrats aidés), qui concernent deux tiers des femmes et un peu plus de la moitié des hommes. Cet écart témoigne des plus grandes difficultés que rencontrent les femmes à l'entrée dans la vie active, difficultés toutefois très inégales selon les niveaux de diplôme atteints (Couppié, 1997).

## II- L'impact de l'augmentation du niveau de diplôme des filles et de la tertiarisation des emplois

Les années 60 marquent aussi le début de l'ascension remarquable des femmes dans l'appareil éducatif. En 1962, pour la tranche d'âge 25-34 ans : 12,6% des femmes sont titulaires d'un

diplôme professionnel et 50,7 % d'un diplôme d'enseignement général; en 1968, ces proportions passent respectivement à 24,0 % et 63,4 % (Salais et Michal, 1971). L'élévation des niveaux de sortie du système de formation initiale se poursuit tout au long des années 70 et 80. De 1982 à 1990, la durée moyenne de scolarisation est passée de 13 ans à 14,6 ans et en 1991, l'accès au niveau V (CAP-BEP) au moins est assuré pour 93 % d'une classe d'âge (Join-Lambert, Pottier et Sauvageot 1993). Cette inflation des niveaux scolaires est encore plus marquée pour les filles que pour les garçons : en 1992, 38,3% des filles sortent du système éducatif munies d'un diplôme de l'enseignement supérieur contre 35,3% des garçons ( Voir la Figure 1 en annexe p. 32).

### 2.1 – Le diplôme, vecteur de l'activité professionnelle des femmes

La confrontation des taux d'activité des hommes et des femmes selon le niveau de diplôme met en lumière l'impact du niveau de formation sur les comportements à l'égard de l'emploi.

**Tableau 6 :Taux d'activité des 15-34 ans par niveau de diplôme, sexe et année du recensement**

	Sexe	Sans diplôme	CEP	CAP-BEP (+BEPC)	BAC ou BP	Dipl. sup. au bac	Ensemble
RP 1962	Hommes	83,2	80,0	97,8	70,1	73,3	81,8
	Femmes	37,9	44,5	67,7	57,5	53,0	44,3
RP 1975	Hommes	56,1	91,6	97,2	70,0	80,1	73,9
	Femmes	29,6	58,3	74,9	60,3	71,2	51,0
RP 1982	Hommes	57,8	88,7	96,1	71,0	82,5	72,8
	Femmes	37,3	61,8	79,8	60,9	76,2	55,2
RP 1990	Hommes	54,8	78,1	91,5	62,6	78,3	68,0
	femmes	39,1	60,9	79,2	59,8	75,8	56,8

Source : Insee, Recensement général de la population ; extrait de Marché du travail – séries longues, Insee résultats ; Emploi-revenus n°138-139

Pour chacune des années observées, le diplôme réduit considérablement les différences d'activité selon le sexe. Ainsi en 1962 plus de 45 points séparent les taux d'activité des hommes et des femmes dépourvus de tout diplôme alors que les écarts enregistrés pour les titulaires d'un diplôme égal ou supérieur au baccalauréat n'excède pas 20%<sup>15</sup>. En 1990, les chiffres correspondant sont de 15 et 3 points. Le diplôme s'annonce dès le début des années soixante comme un facteur de convergence des comportements d'activité professionnelle des hommes et des femmes (Desplanques 1993; Fournier, 1997).

<sup>15</sup> L'interprétation des statistiques disponibles est délicate car la population servant de base au calcul des taux d'activité intègre les individus scolarisés. Néanmoins, les parts des populations masculine et féminine toujours scolarisées dans cette tranche d'âge sont comparables. Autant la comparaison des taux d'activité selon le niveau de diplôme est faussée, autant celles des taux d'activité selon le genre pour chaque niveau des diplôme est éclairante.

En 1975, alors que l'écart qui sépare les taux d'activité des jeunes gens et des jeunes femmes n'ayant pas dépassé le niveau d'un premier cycle court oscille entre 33,3% (CEP) et 22,3% (CAP-BEP), il est inférieur à 10 points pour ceux qui sont titulaires d'un diplôme égal ou supérieur au baccalauréat (RGP 1975). Ce rapprochement des comportements des plus diplômés à l'égard de l'emploi désigne la formation comme un vecteur majeur, voire prépondérant, de la réduction des inégalités entre hommes et femmes sur le marché du travail.

L'augmentation des niveaux de formation des filles se poursuit au cours des années soixante-dix, à tel point qu'à partir de 1975, le nombre de bachelières dépasse celui de bacheliers. Si les femmes ont plus que rattrapé leur retard en terme de niveau de formation, les spécialités à dominante masculine s'avèrent plus avantageuses du point de vue des conditions d'insertion dans l'emploi (Clémenceau et Virville, 1980). Les garçons, plus nombreux à poursuivre des formations techniques industrielles trouvent des opportunités d'accès à l'emploi diversifiées et prometteuses ; les filles, en revanche, massivement concentrées dans les filières de formation tertiaire se livrent une concurrence sévère. Les sortantes de filières générales, qui compensent leur manque de connaissance de techniques opérationnelles par une culture générale plus étendue, gage de leur adaptabilité à moyen terme, viennent de surcroît grossir le flot des candidates (Coupié et Fournier, 1994).

## 2.2- Niveaux de diplôme et qualification au premier emploi

L'avancée des filles dans le système scolaire coïncide avec la transformation de la structure des emplois. Le secteur tertiaire ne cesse de grossir au cours des trois dernières décennies.

**Tableau 7 : Emploi total par secteur regroupé en moyenne annuelle de 1962 à 1990 (%)**

Année	Agriculture	Industrie	Construction	Tertiaire	Ensemble*
1962	20,3	29,6	8,1	42,0	100
1975	10,1	29,0	9,0	51,7	100
1982	7,7	25,8	8,2	58,1	100
1990	5,6	21,9	7,3	65,1	100

Extrait de : Marché du travail - Séries longues, Insee Résultats, n°138-139

\*Les totaux diffèrent légèrement de 100% en raison des chiffres servant de base au calcul des pourcentages, arrondis au millier le plus proche.

Les emplois dans les services, marchands et non marchands accueillent une part croissante de la main d'œuvre féminine : 78 % au recensement de 1990 contre 60 % à celui de 1968<sup>16</sup>. Les besoins nouveaux en qualifications de niveau intermédiaire et supérieur ont contribué à soutenir la progression des femmes dans l'enseignement secondaire puis supérieur. De surcroît, les formes post-tayloriennes d'organisation du travail, mettant en avant de nouvelles compétences - adaptabilité, polyvalence, responsabilité, aptitude à la communication - souvent reconnues à la main d'œuvre féminine, accompagnent le mouvement.

Par ailleurs, la recherche par les entreprises d'une plus grande flexibilité trouve un écho auprès d'une partie des femmes peu qualifiées qui acceptent, à défaut d'autres opportunités, les conditions désavantageuses qui accompagnent les nouvelles formes d'emplois (Fournier, 2001). Ainsi, l'augmentation du nombre d'embauches sur contrat précaire et le développement massif du travail à temps partiel dans les années 1990 conditionnent l'accès à l'emploi des femmes les plus démunies en termes de qualification. Cependant, la participation

<sup>16</sup> En 1996, le secteur tertiaire représente 82 % des emplois féminins.

plus importante des femmes au monde du travail ne remet pas en cause la forte concentration des emplois féminins (Marchand 1993. cf. aussi nos résultats en première partie de ce rapport).

La part des emplois tertiaires investis est encore plus marquée chez les jeunes et les femmes, titulaires de formations qui facilitent leur entrée dans des emplois exigeants en qualifications scolaires. En témoignent les types d'emplois exercés par les entrants sur le marché du travail dès le début des années soixante. Les premiers emplois occupés par les débutants et les débutantes sont traversés par une ligne de clivage qui oppose les emplois d'ouvriers aux employés : 28,2% des femmes relèvent de la première catégorie (65,6% des hommes) ; 51,3% des femmes s'inscrivent dans la seconde (13,6% des hommes) – (tableau 8 p.31).

Au début des années soixante-dix, les premiers emplois exercés par les femmes répondent au mouvement de tertiarisation de la population active qui persiste et à l'amélioration de leurs compétences scolaires certifiées : près de 60 % d'entre elles occupent un premier emploi d'employée (moins d'un jeune homme sur cinq). Elles progressent également parmi les emplois cadres et professions supérieures à la fois par rapport au début des années 60 et comparativement aux hommes, qui restent néanmoins deux fois plus nombreux, en proportion (9,3 % contre 4,6 %).

Les premiers emplois exercés rendent compte d'une insertion également très différenciée pour les filles et les garçons selon le niveau de diplôme atteint. Les jeunes sortant sans diplôme du système scolaire se retrouvent massivement ouvriers et employés pour près de la moitié des filles au début des années 60 (Cohorte des années 1960). Pour les sortants du système scolaire avec un diplôme de niveau V, près de 70% des femmes actives sont employées alors que cette situation ne concerne que 16,4% des hommes. Ce rapport se trouve inversé pour les ouvriers, catégorie accueillant 72% des hommes et moins de 20% des femmes. En terme de niveau de qualification, cette nomenclature agrégée ne permet pas de distinguer les employés des ouvriers, mais témoigne de deux figures typiques de l'emploi pour les moins dotés scolairement selon que l'on est un homme ou une femme : les emplois de service dans le tertiaire pour elles et les postes d'ouvrier dans l'industrie pour eux. C'est au niveau IV de sortie du système de formation que les femmes tirent relativement le mieux leur épingle du jeu en matière de qualification, puisque 39% d'entre elles occupent une profession intermédiaire et 4% une profession supérieure, proportions plus élevées que chez les hommes.

Mais le développement de l'encadrement ouvrier et l'augmentation des postes de techniciens dans l'industrie au cours des années 70 ( Choffel et Kramarz 1988) avantagent les hommes dans la cohorte insérée au milieu de la décennie 70. Enfin, le partage entre les différents niveaux d'emploi des diplômés de l'enseignement supérieur joue clairement à l'avantage des garçons, presque quatre fois plus souvent cadres que les filles. La distribution des premiers emplois selon le niveau de diplôme et le genre dans les années 70 montre une évolution importante : pour les sortants n'ayant pas dépassé le niveau du baccalauréat, se dégage une accentuation de la présence des filles parmi les employés alors que la part des garçons parmi les ouvriers reste stable. Pour les titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur, qui se distribuent essentiellement entre les emplois de cadres et de professions intermédiaires, les écarts se resserrent, témoignant d'une réduction des inégalités : les filles accèdent plus souvent à des emplois de cadres, les garçons un peu moins souvent, qu'au début des années soixante. Cette tendance au rapprochement des répartitions des hommes et des femmes sur l'éventail des qualifications selon le genre se poursuit dans les années 80 mais seulement pour

les diplômé(e)s du supérieur. Au niveau IV de formation, les hommes occupent 1,7 fois plus souvent que les femmes une profession intermédiaire à l'entrée dans la vie active.

La forte dégradation des conditions d'embauche en 1992 et 1993 retentit de plein fouet sur les jeunes quittant le système éducatif, pour qui les taux de déclassement à l'embauche sont bien plus élevés que cinq ans auparavant<sup>17</sup>. Dans le même temps, cette conjoncture défavorable produit un nivellement par le bas des écarts de qualification à diplômes égaux. Ainsi, les hommes et les femmes titulaires du baccalauréat s'insèrent pratiquement à parts égales dans les professions intermédiaires tandis que l'écart entre les taux d'accès à la catégorie des cadres pour les diplômés issus du supérieur n'a jamais été aussi faible (tableau 8). D'une manière générale, la meilleure réussite<sup>18</sup> scolaire des filles et leur niveau de diplôme soutiennent leur cheminement vers des conditions de qualification à l'embauche de plus en plus proches de celles des hommes. Dans la cohorte 1990, les écarts demeurent cependant importants : possédant plus souvent un diplôme supérieur celui-ci offre aux femmes une insertion qui se fait nettement plus souvent que leurs homologues masculins dans les professions intermédiaires (35% contre 32,3%) que dans des emplois de cadres (21,7% contre 30,3%). Avec ce même niveau de diplôme, 37% des hommes et 43% des femmes ont débuté dans un emploi d'ouvrier ou d'employé.

En tout état de cause, la nature spécifique des emplois masculins et féminins demeure : les postes à responsabilité des hommes passent davantage que ceux des femmes par des activités d'animation et d'encadrement (on y retrouve 21,7 % des hommes sortis en 1992 du système scolaire et seulement 14,9 % des femmes). La mise en œuvre des capacités relationnelles et de communication, attribuées traditionnellement aux femmes, se retrouve dans la proportion d'entre elles qui ont un contact direct avec le public dans leur emploi comparativement aux hommes (80 % par rapport à 65,5% pour ces derniers). Des intitulés de qualifications similaires masquent donc des différences concernant le type de tâches et de fonctions exercées dans l'emploi par les hommes et les femmes...et qui plus est, sont inégalement rémunérées (Silvera, 1996).

### *2.3- A partir des années 80, les conditions du premier emploi ne cessent de se dégrader*

La catégorie socio-professionnelle dans laquelle s'inscrit le premier emploi est bien insuffisante pour caractériser la qualité de l'insertion professionnelle. Outre son étendue, qui masque les différences considérables déjà évoquées, elle ne renseigne pas sur les conditions de l'emploi exercé, lesquelles contribuent à distinguer ou à rapprocher les situations professionnelles des hommes et des femmes (Tableau 9).

Les statuts des premiers emplois au début des années 60 ne recèlent pas d'inégalités notables, si ce n'est la part de contrats à durée indéterminée, de 19 points plus forte chez les femmes et qui s'explique par le poids des contrats d'apprentissage chez les hommes, mode d'accès à l'emploi emprunté par plus d'un quart de la cohorte ( 7,2% chez les femmes).

<sup>17</sup> Voir également Forgeot et Gautier (1997) sur ce thème.

<sup>18</sup> A titre indicatif, le taux de réussite des filles au Baccalauréat est supérieur à celui des garçons ( 81,2% contre 76,5% en 1998).

**Tableau 9 : Statut du contrat au premier emploi selon le sexe et la cohorte.**

	En %	intérim	CDI	saisonnier	CDD	apprentis	stagiaires
C60	Hommes	0.2	68.4	0.2	2.5	27.2	1.5
	Femmes	0.6	87.3	0.5	2.5	7.8	1.3
C70	Hommes	1.4	78	1.6	9	7.8	2.2
	Femmes	2.3	80.5	1	10.9	2.8	2.5
C80	Hommes	2.6	40.3	9.7	34.7	13.3	5.1
	Femmes	0.7	31.7	6.2	52.3	3.7	5.5
C90		Intérim	CDI	Contrat aidé	CDD	apprentis	Fonction publique
	Hommes	16.6	24.2	7.4	44.6	1.9	5.3
	Femmes	6.1	21.1	15.3	48.5	1	8

Au cours des années 70, les statuts au premier emploi sont l'objet de transformations sensibles : 10,4% des jeunes gens travaillent sur CDD ou en intérim contre 13,2% des jeunes femmes. Ces écarts, encore peu significatifs, sont néanmoins précurseurs de la plus importante précarité des femmes dans les années 80 puisque plus de la moitié d'entre elles accèdent à l'emploi par le biais d'un contrat à durée déterminée pour seulement 35% des hommes. Même si l'intérim et les contrats saisonniers et d'apprentissage sont plus fréquents chez les garçons, ces derniers ont une probabilité d'insertion sur CDI plus élevée que les filles, alors qu'elles sont presque deux fois plus nombreuses que les hommes (31,8% contre 17,3%) à trouver un débouché dans la fonction publique – entendue au sens large, c'est à dire comprenant l'Etat, les collectivités locales et les entreprises nationales (y compris les contrats précaires du secteur public de l'époque : TUC...).

**Tableau 10 : Durée du premier emploi et part de contrats à temps partiel selon le sexe et la cohorte.**

	En %	Durée du premier emploi en mois	Proportion de contrats à temps partiel ( $\mu$ )
C60	Hommes	64.3	2.7 %
	Femmes	56.3	3.4 %
C70	Hommes	37.2	3.5 %
	Femmes	37.5	10.5 %
C80	Hommes	13.8	(*)
	Femmes	11.9	(*)
C90	Hommes	19.1	18.3
	Femmes	21.6	37.7 %

(\*) : cette information n'est pas disponible pour la cohorte sélectionnée à partir de l'enquête FQP93. ( $\mu$ ) : parmi les femmes ou les hommes accédant à leur premier poste.

Si les écarts en termes de statut du contrat au premier emploi se resserrent au début des années 90, c'est au prix d'une plus grande précarité des premiers emplois qui affectent hommes et femmes : moins d'un quart d'entre eux bénéficient d'un CDI au premier emploi. Mais les voies de la précarité diffèrent pour les hommes et les femmes puisque l'emploi intérimaire est fortement masculinisé tandis que les contrats aidés sont surtout l'apanage des femmes, deux fois plus concernées que les hommes, en proportion. Par ailleurs, l'augmentation de la part des emplois précaires s'accompagne (logiquement) d'une réduction des durées moyennes des premiers emplois et d'une explosion de la part des emplois à temps partiel (Tableau 10)

La durée du premier emploi, plus importante pour les hommes dans les années 60 apparaît aujourd'hui supérieure pour les femmes (différence statistiquement significative). Peut-être peut-on y voir la manifestation d'un comportement de mobilité plus mesuré de la part des jeunes filles, lié au fait que près de 64 % des femmes concernées vivent en couple contre seulement 46 % des hommes. En outre, elles sont, en part relative, deux fois plus nombreuses que les hommes à avoir déjà au moins un enfant, disproportion qui renvoie dans une large mesure à l'écart d'âge moyen entre hommes et femmes dans la formation du couple.

Par ailleurs, les femmes sont toujours plus nombreuses que les hommes à s'insérer dans la sphère des emplois publics. Ainsi parmi les jeunes sortis du système scolaire en 1992, 29,8 % des filles s'insèrent dans le secteur public contre 16,8 % des garçons. D'une part, les conditions d'emploi qu'elles y trouvent, notamment dans l'éducation nationale, permettent de concilier plus aisément vie professionnelle et vie familiale ; d'autre part, l'accès par voie de concours facilite la valorisation de leur investissement scolaire plus poussé. Soulignons toutefois que ces emplois publics consistent également pour partie en contrats aidés (CES, emplois jeune notamment) dont on sait qu'ils ne présentent pas les mêmes avantages que les emplois publics traditionnels, loin s'en faut.

Au début des années 60, période de croissance intensive et de plein emploi, le premier emploi est très rarement assorti de l'exercice d'un travail à temps partiel. En outre, le temps partiel ne



distingue pas encore clairement les hommes des femmes, bien qu'il faille noter que ces dernières sont déjà légèrement plus touchées que les hommes. Quinze ans plus tard, plus de 10 % d'entre elles s'insèrent dans un emploi à temps partiel alors que cette situation ne concerne que 3,5 % des hommes. La part de premiers emplois à temps partiel s'envole au début des années 90 : 18,3% pour les garçons, 37,7% pour les filles. L'écart est massif mais il faut toutefois souligner la situation singulière des jeunes hommes, comparée à celle de l'ensemble des hommes en emploi parmi lesquels moins de 5% occupent un emploi à temps partiel alors que la proportion correspondante s'élève à près de 31% pour les femmes (Données Insee, Enquête sur l'emploi 1996). En d'autres termes, le temps partiel, entendu comme un phénomène touchant massivement la main d'œuvre féminine est à peine plus fréquent chez les jeunes filles entrant sur le marché du travail alors que les jeunes hommes débutant y sont beaucoup plus exposés que l'ensemble des actifs occupés. Même si le travail à temps partiel recouvre une grande diversité de situations, notamment en termes de durée hebdomadaire de travail, il est plus souvent associé à des conditions de travail plus contraignantes et à des horaires plus irréguliers que les emplois à temps plein (Galtier 1999). La part des femmes travaillant à temps partiel et ne souhaitant pas travailler davantage, pour des raisons extra-professionnelles et en particulier familiales, ne doit ainsi pas être surestimée. Ainsi, 20 % des femmes vivant seules travaillent à temps partiel or plus de 50 % d'entre elles souhaiteraient travailler davantage ; c'est le cas de seulement 42 % de l'ensemble des personnes travaillant à temps partiel (Galtier, 1999a., tableau 9, p.64).

### **Conclusion : Les inégalités selon le sexe se sont déplacées**

L'arrivée des femmes sur le marché du travail s'est opérée de façon progressive et soutenue depuis le début des années soixante. Les inégalités dont les femmes étaient victimes sur le marché du travail furent longtemps justifiées par leur moindre niveau d'éducation, par la discontinuité de leurs itinéraires professionnels, faisant écho aux événements de la vie familiale, et à un moindre degré, par la nature physique de l'emploi industriel. Ces arguments sont maintenant caducs : elles accèdent en plus grande proportion que les hommes à l'enseignement supérieur, évoluent dans une configuration où les emplois tertiaires sont largement majoritaires et interrompent de moins en moins souvent et pour des durées de plus en plus courtes leur activité professionnelle lorsqu'elles deviennent mères. Globalement, les indicateurs considérés ici montrent en effet une tendance au rapprochement des conditions d'insertion dans l'emploi des hommes et des femmes. La progression scolaire des femmes, accompagnée de progrès législatifs substantiels, s'est traduite par des débuts dans l'emploi de plus en plus comparables à ceux des hommes : durées d'emploi, qualification, accès à un contrat à durée indéterminée si l'on s'en tient, il est vrai, à la comparaison des deux dernières cohortes.

Les contraintes liées à la famille pèsent moins lourdement sur les itinéraires professionnels des femmes. La tertiarisation des emplois a ouvert des opportunités pour la main d'œuvre féminine, qui ont notamment permis aux femmes les plus diplômées de tirer les bénéfices de leur investissement scolaire. Les écarts selon le sexe n'ont pas fondu pour autant, tout au plus se sont-ils déplacés.

- D'une part, si le diplôme ressort comme un levier essentiel de réduction des différences entre hommes et femmes sur le marché du travail, il ne suffit pas à gommer les écarts qui persistent à distinguer les débuts dans la vie active selon le genre. Y compris pour les femmes les plus qualifiées, la nature des emplois occupés diffère. Les « qualités » et compétences mises en œuvre dans les emplois masculinisés sont en moyenne davantage

reconnues et rémunérées que celles déployées dans les emplois féminisés. Les «qualités» attribuées généralement aux femmes (plus grande capacité relationnelle, aptitude à travailler en réseau...) ne sont pas prises en compte dans les processus institutionnalisés de qualification, même si elles font explicitement partie des compétences nécessaires pour exercer un métier - exemples des infirmières, des hôtesses, des aides à domicile...- (Chicha 1997).

- D'autre part, à l'entrée dans la vie active, les inégalités entre hommes et femmes sont d'autant plus importantes que le niveau de diplôme est bas, notamment en termes de statut d'emploi. Ainsi, aux niveaux IV (baccalauréat) et V (CAP/BEP) de formation, par exemple, les femmes sont beaucoup plus souvent employées que les hommes par le biais d'un contrat aidé : 25 % à ce dernier niveau contre 9,6 % des hommes. Et parmi les non-diplômés, 46 % sont recrutées sur CDD pour seulement 27 % des hommes (source: enquête génération 92). De surcroît, le développement des emplois précaires (notamment par le biais des contrats « aidés ») et l'accroissement rapide du travail à temps partiel au cours de la dernière décennie, s'adressent plus particulièrement aux femmes les plus démunies scolairement. Or ces modalités d'emploi sont destinées, le plus souvent, à servir un besoin de flexibilité accru des entreprises dans la gestion de leur personnel, lequel se traduit par des conditions de travail et de rémunération, et des perspectives d'évolution professionnelle très défavorables.

Ainsi, les bénéficiaires professionnels que les plus diplômées retirent aujourd'hui de leur avancée scolaire ne doivent pas faire oublier le prix que paient les moins dotées scolairement sur le marché du travail (Fournier, 2001).

## II

### MOBILITE ET SALAIRES

Dans cette partie sont abordées les carrières salariales en relation avec la mobilité professionnelle.

**Une première section exploite les données de l'enquête génération 98 menée par le Céreq qui a interrogé en 2001 des jeunes sortis de formation initiale en 1998.** Il s'agit ici d'analyser la formation des disparités de salaire en début de vie active. Nous souhaitons initialement comparer les parcours de ces jeunes avec ceux des jeunes entrés dans la vie active en 1992. Malheureusement, dans l'enquête Génération 92, les jeunes ont été interrogés cinq ans après et les données ne permettent pas un découpage sur trois ans au regard des variables intéressantes ici. Une telle comparaison pourra être envisagée ultérieurement, les jeunes de l'enquête G98 devant être ré-interrogés en 2003.

Dans cette section, comme dans la suivante, les différences hommes-femmes ont été testées sur des populations relativement homogènes : en particulier les analyses portent sur des salariés en emploi avant janvier 1999 et dont le premier emploi dure plus de trois mois. Le secteur public est en outre exclu ici, du fait des conditions particulières liées au statut de fonctionnaire.

Les principaux résultats de l'analyse montrent tout d'abord que les écarts de salaires, une fois corrigés de l'effet de la sélection sur le fait de ne pas être chômeur en 1998 ou/et en 2001, s'accroissent en trois ans : + 5,9% au profit des hommes en 1998, + 13,3% en 2001. Et, dans la décomposition de l'écart brut de salaires entre hommes et femmes, c'est la part inexpliquée (valorisation différente des caractéristiques explicatives du salaire) qui progresse le plus, au détriment de la part expliquée par la différence de dotations entre hommes et femmes.

L'analyse distingue ensuite les salariés ayant changé d'employeur (mobiles) ou non (stables) durant leurs trois premières années de vie professionnelle. On constate alors que les parcours de mobilité favorisent plus la progression des gains féminins (relativement aux hommes) que la stabilité. En revanche, pour leur salaire d'embauche, les femmes qui sont mobiles par la suite sont plus fortement pénalisées par rapport aux hommes dans la même situation que celles qui ne changent pas d'employeur.

En tout état de cause, les écarts de gains, estimés aux caractéristiques moyennes des hommes respectivement des femmes sont, aux deux dates, chez les stables et chez les mobiles, en faveur des hommes.

**Une deuxième section analyse les carrières salariales des hommes et des femmes dans le fichier panel DADS sur la période 1992-1998,** l'année 1992 ayant été choisie parce qu'elle permet un appariement avec l'enquête Coût de la Main d'Oeuvre et Structure des Salaires.

Ce travail s'intéresse aux différences de carrière salariale entre hommes et femmes observées sur des populations relativement homogènes du point de vue de l'emploi (salariés travaillant à

temps complet et appartenant au secteur privé) : notre analyse se centre sur l'explicitation des écarts salariaux qui persistent au-delà des différences d'investissement dans la vie professionnelle et la carrière. La première partie du travail recourt à l'économétrie des données de panel pour évaluer les rendements de l'expérience sur le marché du travail et de l'ancienneté dans l'emploi à partir de populations d'hommes et de femmes semblables du point de vue de leur participation à ce marché. Les traitements sont menés sur des données issues des DADS qui couvrent la période 1993-1998. Des "parcours optimaux" d'accumulation de l'expérience (fixant la part de l'ancienneté au sein de l'expérience) basés exclusivement sur son rendement salarial sont établis. Il s'avère que l'ancienneté dans l'emploi est toujours mieux rémunérée pour les hommes que pour les femmes, ces différences de rendement étant plus marquées en début de vie active. Les rendements salariaux de l'ancienneté se rapprochent quand cette dernière s'accroît, excepté dans le cas où toute l'expérience professionnelle se réalise chez le même employeur.

Les "parcours optimaux" de mode d'accumulation de l'expérience apparaissent différents pour les hommes et pour les femmes : chez ces dernières, c'est la stabilité en début de carrière – des anciennetés longues pendant les 10 premières années – suivie d'itinéraires de mobilité qui se révèle le parcours le plus rentable. Chez les premiers, c'est la mobilité en début de carrière suivie d'une stabilisation en entreprise. Pour rattraper leur retard salarial, les femmes auraient donc intérêt à poursuivre l'accumulation de leur expérience via la mobilité dans la deuxième partie de leur cycle de vie professionnelle, plutôt qu'en l'accumulant par l'ancienneté.

Une seconde partie de l'analyse des carrières salariales, complémentaire à la première, consiste à comparer les déterminants des évolutions de salaire des hommes et des femmes sur la période 1992-1998. Il s'agit d'examiner l'intensité de ces évolutions en fonction de la PCS ou de la catégorie d'âge d'appartenance en 1992. L'objet est également d'introduire en facteurs explicatifs, des variables collectives relatives à des caractéristiques de l'établissement dans lequel travaillent les individus en 1992 ou à leur PCS croisée avec le secteur d'activité. Cet enrichissement est possible en appariant les données DADS avec les données d'établissement de l'enquête "Coûts de la main d'œuvre et structure des salaires en 1992". De ces analyses portant sur des échantillons de salariés du privé à temps complet en 1992 et en 1998, il ressort en particulier que les évolutions de salaire sont plus fortes avant 30 ans chez les hommes, et à l'avantage des femmes au-delà de 30 ans. Mais cette plus forte progression salariale féminine ne suffit toutefois pas à compenser leur retard initial sur les hommes.

**Une troisième section analyse les données de l'enquête FC2000, complémentaire à l'enquête sur l'emploi, réalisée par l'INSEE.** La Loi de 1971, qui régit aujourd'hui encore la formation continue des salariés, avait pour ambition de réduire les inégalités individuelles face à la formation. La formation dispensée par les entreprises à leurs salariés touche-t-elle différemment les hommes et les femmes ? Nous abordons cette question au regard de l'accès à la formation puis de ses effets.

Globalement, les taux d'accès à la formation continue des hommes et des femmes salariés sont proches : 35,6 % contre 36 %. Ces données moyennes masquent toutefois de nombreuses disparités qui renvoient au moins à deux types de facteurs : les caractéristiques de l'emploi exercé et les conditions familiales des salariés. Les conditions familiales apparaissent particulièrement discriminantes pour les femmes : toutes choses égales par ailleurs, la présence au foyer de jeunes enfants, quasiment sans effet sur la probabilité d'accès à la formation des hommes, fait chuter significativement la probabilité d'accès à la formation des femmes tandis que leur absence l'améliore très sensiblement.

Pour analyser les effets de la formation, il faut d'abord considérer que les attentes des hommes et des femmes au regard de la formation diffèrent assez sensiblement. Les hommes recherchent plus souvent un diplôme, la reconnaissance d'une qualification ou encore une promotion ; et, à l'issue d'une formation, disent plus souvent que leur objectif a été atteint.

En ce qui concerne les gains : en s'engageant dans une formation, les femmes attendent moins souvent que les hommes un supplément de salaire et, après avoir été formées, sont moins nombreuses à déclarer en avoir retiré un supplément de gain.

Cependant le rendement salarial d'une formation analysé à l'aide de fonctions de gain apparaît un peu plus élevé pour les femmes. Ce constat relèverait de la conjonction de niveaux de diplôme faibles (pour lesquels l'effet salarial de la formation est nettement plus fort que celui des hommes) et de la proportion importante du temps partiel chez les femmes (le rendement de la formation des temps pleins étant peu différent entre les sexes). Or les femmes peu ou pas diplômées sont nettement plus souvent à temps partiels.

## II-1 La formation des disparités de salaire entre hommes et femmes sur les trois premières années de vie active.

Une analyse de l'enquête Génération 98 du Céreq.

Arnaud Dupray et Stéphanie. Moullet

### 1- Introduction

L'analyse des disparités de salaire et de carrière entre hommes et femmes a fait l'objet depuis vingt ans d'un grand nombre d'études tant à partir de données transversales que dans une perspective longitudinale (Blau et Kahn, 1997 ; Dolton et *alii.*, 1996). Ces travaux se sont développés dans tous les pays et ont conduit naturellement à des analyses comparatives internationales des écarts de salaire selon le sexe (Blau et Kahn, 1992).

La France n'est pas en reste sur cette thématique avec notamment les travaux de Sofer (1985, 1990), Havet et Sofer (2002), Silvera (1996, 1999), et de Meurs et *alii* ( 1999, 2000, 2001).

Sans prétendre rendre compte de la diversité des orientations d'analyse, on peut scinder ces travaux en deux grandes catégories : ceux qui mettent l'accent sur les aspects de ségrégation et d'allocation différenciée des hommes et des femmes dans les emplois pour éclairer les disparités de carrière et ceux qui se centrent avant tout sur les écarts de rémunération, en tenant compte des différences de position des hommes et des femmes dans le tissu productif – secteur d'activité, taille de l'entreprise, caractéristiques de capital humain... - dans l'explication des écarts de rémunération.

Cette seconde direction de recherche a notamment été approfondie à partir de l'usage de méthodes de décomposition des différences de gains, introduites par Oaxaca (1974) et Blinder (1973), et de leurs extensions afin de mettre à jour la partie non expliquée de ces différences de gains.

C'est dans cette seconde voie d'analyse que se situe notre travail. Nous nous focalisons sur l'analyse des écarts de salaire selon le sexe au cours des premières années d'expérience professionnelle de jeunes sortis du système éducatif en 1998. Trois types de considération alimentent la problématique de notre étude.

1. D'abord, le fait de mettre l'accent sur les débuts de carrière se justifie au regard de travaux antérieurs montrant que le premier emploi a une importance non négligeable dans le déroulement des carrières salariales, (Le Minez et Roux 2002 ; Le Minez et *alii.* 2002). Les premiers auteurs mettent en évidence, d'une part que les trajectoires salariales se différencient dès le premier emploi, et d'autre part, que les changements de situation professionnelle accroissent les écarts de rémunération dans la mesure où les changements les plus rémunérateurs sont plus probables chez les hommes que chez les femmes. L'approche de Havet et Lacroix (2002) à partir des données de l'enquête «Jeunes et carrières 97 » montre que si à leur entrée sur le marché du travail, hommes et femmes gagnent en moyenne des salaires identiques – constat partagé par Lemièrre et *alii.* (2002) – les hommes valorisent mieux leurs premières années de vie active que les femmes. A cet égard, l'investigation menée à partir des DADS sur six années consécutives, montre que la croissance des gains des hommes est significativement supérieure à celle des femmes chez les moins de 25 ans - au début de la période (Dupray et Moullet, ci-dessous, II-2).

Ces résultats invitent à questionner la formation des disparités de salaire entre les rémunérations attribuées à l'embauche et les termes des conditions de progression salariale qui sont offertes aux salariés selon le sexe. Indépendamment de l'origine de ces disparités, nous questionnerons donc en premier lieu l'ampleur des différences et l'évolution de ces différences au cours des trois premières années de vie active. Pour ce faire, des équations de gains seront estimées sur le niveau de salaire à l'embauche, sur la progression du salaire entre 1998 et 2001 et enfin sur le niveau de salaire obtenu en 2001.

2. Dans une deuxième direction, nous nous intéressons aux déterminants des différences de gains entre hommes et femmes. Les tentatives récentes de mesure de l'origine des disparités de salaire entre hommes et femmes montrent que la partie non expliquée de ces différences varie entre 20 et 50 %, selon que l'on considère l'ensemble des salariés ou les salariés seulement à temps complet (Meurs et Ponthieux, 2000). Cette part non expliquée est usuellement identifiée comme un effet de discrimination salariale.

A cet égard, sur les débuts de carrière, on peut s'interroger sur l'origine de cette partie non expliquée des différences de gains. Se manifeste-t-elle principalement à l'embauche et se réduit-elle avec l'expérience professionnelle à mesure que les caractéristiques inobservées des hommes et des femmes se révèlent à l'employeur, les mettant peu à peu sur un pied d'égalité au regard du jugement de ce dernier. L'hypothèse sous-jacente renvoie à la théorie de la discrimination statistique selon laquelle un groupe serait désavantagé au regard de ses conditions d'emploi sur la base de présomptions défavorables des employeurs calées sur l'estimation de comportements moyens du groupe (Aigner et Cain, 1977 ; Plassard, 1987). Cette discrimination de groupe s'effacerait alors avec l'ancienneté dans l'entreprise à mesure que les caractéristiques productives réelles de l'individu se révèlent et contribuent à l'identifier indépendamment du groupe auquel il appartient.

Mais, on peut également supposer que la discrimination salariale se construit principalement dans l'emploi, par exemple sous la forme d'opportunités de mobilité ascendante moindres (ou dont les conditions de réalisation sont moins bénéfiques) pour les femmes que pour les hommes.

Un des enjeux de ce travail réside ainsi également dans l'examen des sources de disparité de rémunération, selon le moment ou la période dans laquelle est mesurée la différence salariale.

Partant de la méthode de décomposition classique de Oaxaca, nous introduisons le cas échéant une décomposition des termes correcteurs du biais de sélection, correspondant à l'échantillon d'analyse. Cette décomposition permettra d'identifier deux nouveaux termes de discrimination, l'un renvoyant à l'idée de barrière à l'entrée ou barrière discriminante dans l'accès à la situation salariale, l'autre renvoyant au traitement salarial différencié des caractéristiques inobservées influençant la sélection et la variable de salaire considérée.

3. Enfin, un troisième axe de notre démarche consiste à introduire la distinction entre les salariés qui restent chez un même employeur entre 1998 et 2001 et ceux qui sont amenés à changer d'entreprise. Des résultats précédents montrent que les femmes auraient plutôt intérêt à accumuler de l'ancienneté en début de vie active afin d'optimiser leur progression salariale alors que l'inverse semble plus profitable aux hommes (Dupray, 2002, Dupray et Moullet, II-2). Havet et Lacroix (2002) mettent en évidence pour leur part que les femmes connaissent une rentabilité de leur ancienneté significativement plus élevée que celle des hommes en début de vie active et que la mobilité inter-entreprise est plus rentable pour les hommes que pour les femmes. On suppose ainsi que les conditions de traitement et de progression salariales réservées aux hommes et aux femmes peuvent différer selon que les salariés sont confrontés à un seul employeur sur la période ou passent par le marché externe à l'occasion d'une ou plusieurs mobilités. Ces estimations séparées sur des populations de salariés stables

ou mobiles nous permettent également d'identifier le meilleur parcours à réaliser par les individus au cours de leurs premières années de présence sur le marché du travail selon que l'on considère le salaire à l'embauche ou le salaire en 2001 et selon que l'on est homme ou femme.

Au total, la problématique des disparités de salaire entre hommes et femmes en début de vie active est abordée en statique et en évolution, dans ses déterminants et par un approfondissement des décompositions en séparant les individus mobiles des salariés stables.

Les attendus de notre démarche étant posés, nous présentons dans la section suivante la méthode de décomposition employée en justifiant en particulier la forme des différents termes de décomposition retenus. Dans le troisième point, nous procédons à l'exposé des données utilisées, en précisant comment ont été sélectionnés les échantillons tout en s'arrêtant sur les motifs qui ont présidé au choix des variables explicatives retenues dans les différentes régressions. La quatrième partie est consacrée à l'exposé des résultats, lesquels sont synthétisés dans un dernier point conclusif.

## 2- Méthodologie

De façon à clarifier la nature des mécanismes à l'origine des différences de gains entre hommes et femmes, nous sommes amenés à décomposer ses éléments contributifs. Nous partons de la méthode classique de décomposition introduite par Blinder (1973) et Oaxaca (1973).

La méthode classique permet de départager ce qui, dans l'écart de salaire estimé aux caractéristiques moyennes des deux groupes d'individus, i) est relatif à une différence dans les attributs possédés par les individus selon leur sexe, ii) se rapporte à la valorisation salariale différenciée des mêmes caractéristiques. Cette seconde composante, non expliquée par les différences de dotations observées des individus, est classiquement conçue comme la manifestation d'un phénomène de discrimination.

Une première difficulté à laquelle est exposée la méthode tient au choix des coefficients de référence en l'absence de discrimination. Cette question a fait l'objet de développements récents avec notamment la contribution de Oaxaca et Ransom (1994). Une solution maintenant largement utilisée consiste à retenir comme coefficients de référence, le vecteur de paramètres des coefficients estimés par une régression sur l'ensemble de l'échantillon et à considérer les caractéristiques moyennes correspondant à la population prise dans son ensemble (hommes et femmes confondus). Une solution intermédiaire, moins coûteuse en termes de calculs puisqu'elle fait l'économie des régressions sur les populations jointes, consiste à appliquer une moyenne des paramètres estimés séparément pour les hommes et les femmes et selon la même pondération, une moyenne de leurs caractéristiques moyennes. A la suite de Reimers (1983), nous prenons le parti d'adopter une structure de poids égalitaire qui se justifie d'autant plus qu'hommes et femmes représentent des proportions sensiblement égales dans nos différents échantillons de travail. Dans une étude précédente, des analyses de décomposition menées en utilisant plusieurs structures de poids montrent des résultats assez peu différents du point de vue des valeurs des termes de décomposition obtenus, lesquels permettaient de dégager des interprétations qualitativement inchangées quelque soit la pondération adoptée (Béret et Dupray, 2000). Ce faisant, nous ne cherchons pas non plus à dégager dans la différence de rémunération entre hommes et femmes, ce qui serait dû à un



sur-paiement des hommes par rapport au niveau de salaire non discriminant et ce qui ressortirait d'une sous-rémunération des femmes à l'instar de Cotton (1988).

Cependant, si on en restait là de la méthode de décomposition des écarts de gains (c'est à dire sur la base des variables explicatives du salaire), on omettrait de considérer deux autres sources de discrimination: celle qui peut intervenir sur les conditions d'allocation ou d'affectation dans l'emploi qui commandent en partie le salaire, ensuite l'évaluation que peut faire l'employeur sur « la part de l'inobservé », compte tenu des caractéristiques observées qui sont à l'origine de la situation de l'individu comme salarié.

On doit donc prendre en compte la correction du biais de sélection et s'efforcer de décomposer les termes de sélectivité.

L'analyse des variables de salaire sur des individus débutant sur le marché du travail requiert donc d'intégrer dans l'estimation des équations de gains, la prise en compte de biais de sélection éventuels. Ces biais sont potentiellement accrus du fait des conditions retenues pour l'appartenance à nos échantillons d'analyse. Par exemple, pour 1998, il s'agit d'extraire du fichier les individus qui ont un premier emploi débuté avant janvier 1999 et d'une durée supérieure ou égale à trois mois.

Dans un premier temps, les traitements portent sur des individus dont le parcours d'insertion (mobile ou stable) est indifférencié. Dans un second temps, les calculs sont effectués séparément sur les mobiles et les stables.

Pour les traitements portant sur les stables d'un côté, les mobiles de l'autre, nous partons de ces deux derniers échantillons, pour les trois types d'analyse: salaire en niveau aux deux dates, et progression de salaire entre les deux dates.

Les estimations de gains sont précédées par l'estimation d'un modèle *Probit* d'affectation en mobilité ou en stabilité entre 1998 et 2001. Les individus stables sont tels que leur premier emploi se situaient dans le même établissement que celui qu'ils occupent à la date de l'enquête (printemps 2001). Mobilité et stabilité s'entendent donc par rapport au marché externe et non par rapport au poste occupé<sup>1</sup>.

D'un point de vue théorique, la séparation entre ces deux sous-populations se justifie par le fait que la formation des salaires des stables dépend essentiellement de la politique des salaires d'une seule entreprise<sup>2</sup>. La progression de salaire des actifs en mobilité dépend, quant à elle, des politiques de rémunération d'au moins deux employeurs et des mécanismes de choix et de décision des individus lors de leur(s) changement(s) d'emploi.

Dès lors que la forme du parcours est connue, il est légitime d'en tenir compte dans l'estimation du niveau de salaire comme pour 2001 ou dans la progression de gains. Mais la forme du parcours professionnel peut également intervenir *ex-ante* si le niveau de salaire à l'embauche n'est pas fixé indépendamment de l'horizon d'emploi du candidat, anticipé par l'employeur. Plusieurs modèles théoriques peuvent rendre compte du fait que l'entreprise soit prête à offrir des profils de gains différents en fonction de la durée de collaboration anticipée (Salop et Salop 1979, Lazear 1981). Ainsi, l'employeur pourra investir plus volontiers en formation auprès de salariés dont il estime qu'ils sont destinés à rester durablement dans l'emploi. Or, si l'employeur prédit des horizons de collaboration différents sur la base des caractéristiques observées et inobservées des candidats, il sera tenté d'établir des niveaux de rémunération cohérents avec ces prédictions. Schématiquement, il sera réticent à offrir un

<sup>1</sup> Ainsi, un individu défini comme stable a pu changer de poste dans son entreprise entre 1998 et 2001.

<sup>2</sup> *Modulo* les affectations à la marge en cas de renégociation ou d'amendement de la convention de branche dont dépend éventuellement l'entreprise ou de réajustement des taux horaires pour les bas salaires et les rémunérations encadrées par un dispositif de politique publique (contrats aidés par exemple).

niveau de salaire élevé à un individu dont il estime qu'il ne restera pas plus de quelques mois dans l'entreprise, même si, ce faisant, il accélère l'échéance de son départ<sup>3</sup>.

Estimer une équation *Probit* d'affectation préalablement à l'estimation du salaire pour 1998, permet donc de tester l'hypothèse que les caractéristiques inobservées des individus qui contribuent à déterminer la nature de leur parcours professionnel en début de vie active : mobilité ou stabilité au cours des trois premières années sur le marché du travail, sont également prises en compte par le salarié<sup>4</sup> comme par l'employeur pour la fixation de leur salaire de départ. Cela serait ainsi le cas si les paramètres de correction de la sélection sont significatifs dans les estimations de gains menées tantôt sur les stables tantôt sur les mobiles.

La variable dépendante dans les équations de gains en niveau pour 1998 et 2001 est un salaire net mensuel primes incluses en logarithme, le salaire 1998 étant la rémunération déclarée à l'embauche.

Si on peut supposer que la fixation du salaire déclaré par les individus à l'enquête prend acte des formes stables ou mobiles des parcours effectivement réalisés des individus, pour l'analyse du salaire de 1998, la prise en compte en première étape des caractéristiques explicatives du parcours est davantage liée aux anticipations supposées faites par les employeurs.

Pour la progression de salaire, la variable dépendante s'exprime comme la différence entre le logarithme du salaire 2001 et le logarithme du salaire à l'embauche dans le premier emploi. L'intérêt de l'analyse en progression est d'explorer si par rapport à la situation de disparité telle qu'elle apparaît au premier emploi, les écarts se creusent encore avec l'expérience professionnelle acquise par les individus sur le marché du travail dès leurs premières années de vie active ou si ces écarts s'atténuent<sup>5</sup>. Par ailleurs, il se peut que les composantes explicatives des disparités varient en importance entre le salaire à l'embauche, la progression de rémunération et la formation du salaire en 2001.

Les estimations sont réalisées en deux étapes avec dans un premier temps, l'estimation d'un modèle *Probit* (l'équation 1) et dans un second temps, l'estimation d'une équation de gains intégrant en explicative l'inverse du ratio de *Mill* pour tenir compte de la correction du biais de sélection éventuel relatif au fait que l'on estime le salaire que sur une partie de notre échantillon de départ dont la sélection n'est pas aléatoire.

Ce ratio est donc calculé pour la sélection des individus en emploi dans le secteur privé parmi la population qui inclut les chômeurs. Il est aussi calculé pour la sélection des salariés stables (respectivement mobiles) parmi la population de l'ensemble des salariés du privé. Les équations ci-dessous, si elles valent également pour la première sélection, correspondent à ce deuxième cas.

$$S_i = \gamma'Z_i + \eta_i \quad (1)$$

$$\text{Log}W_i = \beta'X_i + \theta \hat{I}_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

<sup>3</sup> Plusieurs études ont montré que la mobilité externe n'était pas indépendante du niveau de rémunération perçu dans son entreprise – cf. Balsan *et alii.* (1995) pour le cas français de jeunes en insertion.

<sup>4</sup> Si ces caractéristiques inobservées sont contributives de propensions à la mobilité différentes, elles peuvent expliquer que les individus « futurs mobiles » soient prêts à accepter des salaires d'embauche plus faibles.

<sup>5</sup> Au niveau individuel, on a en effet,  $\text{Ln}(\text{salaire } 2001) = \text{Ln}(\text{salaire } 98) + \text{Ln}(\text{salaire } 2001 / \text{salaire } 98)$ , égalité qui devient une approximation dès lors que l'on effectue la décomposition sur les moyennes. En effet, si on a :

$$\text{Ln}(\bar{W}_{01h}) - \text{Ln}(\bar{W}_{01f}) = \text{Ln}(\bar{W}_{98h}) - \text{Ln}(\bar{W}_{98f}) + \text{Ln}(\bar{W}_{01h} / \bar{W}_{98h}) - \text{Ln}(\bar{W}_{01f} / \bar{W}_{98f})$$

$$\text{Ln}(\bar{W}_{01h}) - \text{Ln}(\bar{W}_{01f}) \neq$$

$$\text{Ln}(\bar{W}_{98h}) - \text{Ln}(\bar{W}_{98f}) + \text{Ln}(\bar{W}_{01h} / \bar{W}_{98h}) - \text{Ln}(\bar{W}_{01f} / \bar{W}_{98f})$$

$S$  est la variable dichotomique prenant la valeur 1 si le salarié est stable et 0, si le salarié est mobile.

$$\hat{I}_i = \phi(\gamma'Z_i) / \Phi(\gamma'Z_i) \quad \text{pour les stables}$$

$$\text{et } \hat{I}_i = -\phi(\gamma'Z_i) / (1 - \Phi(\gamma'Z_i)) \quad \text{pour les mobiles.}$$

La décomposition des termes correcteurs de la sélection repose sur le calcul de l'inverse du ratio de Mill simulé sur la base du vecteur des caractéristiques féminines incluses dans la sélection considérée et du vecteur des paramètres estimés issu de l'estimation de l'équation de sélection pour les hommes (équations 1 et 3). L'hypothèse sous-jacente est que les femmes sont exposées à des barrières discriminantes dans l'accès à certains emplois par rapport aux hommes (comme pour l'accès au temps plein ou à certains niveaux de qualification – Altonji et Blank, 1999).

Si  $f$  est l'indice pour les femmes et  $h$ , l'indice pour les hommes, l' $IMR$  simulé pour les femmes se calcule comme suit pour les stables :

$$\hat{I}_{if}^\circ = f(Z_{if}'\hat{g}_h) / \Phi(Z_{if}'\hat{g}_h)$$

et pour les mobiles :

$$\hat{I}_{if}^\circ = -f(Z_{if}'\hat{g}_h) / (1 - \Phi(Z_{if}'\hat{g}_h)) \quad (3)$$

avec,  $\hat{g}_h$  le vecteur des paramètres de l'équation de sélection estimé pour les hommes.

On calcule ensuite

$$\bar{I}_f^\circ = \sum_{i=1}^{N_f} \hat{I}_{if}^\circ / N_f$$

pour les  $N_f$  femmes stables, c'est à dire la moyenne des  $IMR$  pour les femmes stables et réciproquement pour les mobiles.

La décomposition des écarts de salaire entre hommes et femmes s'écrit alors en cinq termes :

$$\hat{x}_h \bar{W}_h - \hat{x}_f \bar{W}_f = \hat{b}_h \bar{X}_h - \hat{b}_f \bar{X}_f + \hat{q}_h \bar{I}_h - \hat{q}_f \bar{I}_f$$

avec  $\hat{x}_j = (\hat{b}_j, \hat{q}_j)$ ,  $\bar{W}_j = (\bar{X}_j, \bar{I}_j)$  et  $j = h, f$

et

$$\hat{b}_h \bar{X}_h - \hat{b}_f \bar{X}_f = \frac{1}{2}(\hat{b}_h + \hat{b}_f)(\bar{X}_h - \bar{X}_f) + \frac{1}{2}(\hat{b}_h - \hat{b}_f)(\bar{X}_h + \bar{X}_f) \quad (4)$$

(I)

(II)

$$\hat{q}_h \bar{I}_h - \hat{q}_f \bar{I}_f = \frac{1}{2}(\hat{q}_h + \hat{q}_f)(\bar{I}_h - \bar{I}_f) + \frac{1}{2}(\hat{q}_h - \hat{q}_f)(\bar{I}_h + \bar{I}_f) \quad (5)$$

(III)

(IV)

(V)

Cette décomposition s'applique pour les écarts de salaire en niveau comme aux écarts de progression de gains (seules les variables explicatives des différentes régressions changent).

La part dans la décomposition des écarts de gains due à la correction de la sélection s'exprime en trois termes : le terme (III) renvoie à une différence de dotation selon le sexe dans les variables qui déterminent l'appartenance à l'emploi privé en 1998 et 2001 (différences dans les valeurs des variables explicatives de l'équation de sélection). Le terme (IV) traduit la différence d'appréciation des caractéristiques féminines qui contribuent à leur sélection (selon

qu'on leur affecte les paramètres estimés de l'équation de sélection des hommes ou des femmes). C'est en quelque sorte la différence d'impact salarial des caractéristiques observées qui explique la sélection.

Dans les termes (III) et (IV), les écarts sont pondérés par la moyenne des paramètres de la variable de sélection ( $\theta$ ), lesquels paramètres sont issus des estimations des équations de gains.

Finalement, le terme (V) renvoie aux différences de réponse salariale (différences d'effets salariaux de la sélectivité) à la probabilité d'être stable (ou mobile). L'interprétation des termes de sélection s'applique de la même façon pour la sélection relative à l'emploi privé en 1998 ou aux deux dates (1998 et 2001). Plus précisément, compte tenu du fait que les paramètres  $\theta$  intègrent la corrélation entre les termes d'erreur de l'équation de sélection et de la fonction de gains (ou l'équation de progression de gains), la différence entre les  $\theta$  peut s'interpréter comme une forme de discrimination à l'encontre des caractéristiques non observées qui agissent sur le fait d'être mobile (respectivement stable ou actif occupé dans le secteur privé) et sur le salaire à chaque date (ou la progression de salaire entre ces dates).

Globalement, les termes (I) et (III) renvoient à des différences de dotation, tandis que les termes (II), (IV) et (V) peuvent s'interpréter comme des écarts non expliqués de salaire et donc, être attribués à ce qui est rangé du côté de la discrimination. Cette forme de décomposition des termes correcteurs de la sélection n'est pas la seule possible comme l'ont montré Neuman et Oaxaca (2001), mais c'est celle qui selon les auteurs et à condition de justifier l'effet sous-tendu par chaque terme, est la plus pertinente et la plus féconde d'un point de vue interprétatif.

Nous présentons dans la partie suivante les données utilisées avant de développer les résultats des décompositions<sup>6</sup>.

### 3- Les données

Cette section s'attache à décrire les données exploitées, les populations des échantillons de travail retenus ainsi que les variables utilisées

Les données auxquelles on recourt sont issues de l'enquête Génération 98 réalisée par le Centre d'Études et de Recherches sur les Qualifications (Céreq). Elles concernent 55 000 sortants du système éducatif en 1998 tous niveaux de formation et toutes spécialités de formation confondues parmi les 750 000 primo-sortants à cette date.

Les données sont rétrospectives, l'enquête ayant eu lieu au printemps 2001. Elles permettent d'analyser les trois premières années de vie active au regard du cursus de formation initiale réalisé<sup>7</sup>. Elles autorisent donc la comparaison des modalités d'insertion professionnelles des jeunes selon leur niveau d'éducation dans une même conjoncture économique.

L'enquête a pour objet de rendre compte des différentes composantes des parcours d'insertion professionnelle : elle fournit des informations individuelles, socio-démographiques et relatives au parcours scolaire ainsi que des informations relatives aux différentes séquences

<sup>6</sup> Nous renvoyons le lecteur aux annexes portant sur la présentation des tableaux de résultats concernant les régressions.

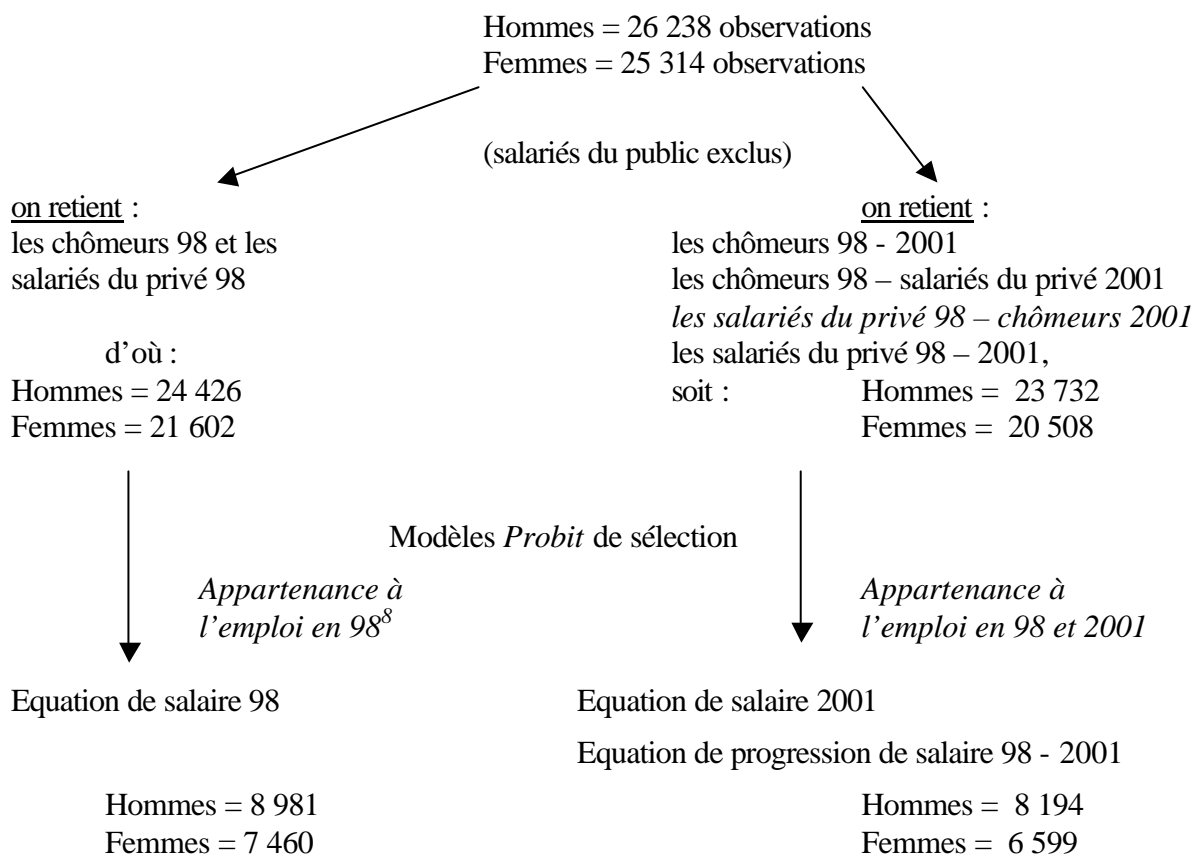
<sup>7</sup> Cette enquête succède à l'enquête Génération 92 qui interroge cinq ans après la fin de leur formation initiale les jeunes sortis du système éducatif en 1992. Si l'objectif poursuivi est le même, Génération 92 met d'avantage l'accent sur les situations d'emploi que ne le fait Génération 98 (Epiphane et *alii.*, 2001). Concernant cette dernière, des ré-interrogations sont prévues en 2003 et 2005.

d'emploi ou de non-emploi. Une séquence étant définie comme une durée passée dans un état, une séquence d'emploi correspond à une période d'emploi exercée au sein d'un même établissement sans interruption.

*Logique de construction des premiers échantillons de travail des salariés du secteur privé*

Les premiers échantillons de travail sont constitués des salariés, hommes et femmes, du secteur privé pour le premier emploi (1998) et/ou pour le dernier emploi (2001) ainsi que des chômeurs à l'une ou aux deux bornes de l'intervalle d'observation.

Les effectifs de chaque échantillon sont rapportés dans le schéma ci-dessous.



Les premières analyses se focalisent sur l'ensemble des salariés du privé indépendamment du type de parcours (mobile ou stable) réalisé. Nous écartons d'emblée les emplois publics pour ce qui est de l'analyse portant sur le niveau de salaire du premier emploi et nous estimons un modèle Probit d'appartenance à notre échantillon, sur la population des chômeurs en 1998 et des salariés du privé en 1998. Parmi les individus exclus de la sélection, certains avaient obtenu leur premier emploi avant janvier 1999, mais dont la durée était inférieure à trois mois : c'est le cas de 61,9 % des hommes non retenus dans la sélection et de 68,8 % des femmes – de celles exclues de la sélection, (21 602 - 7 460). Les traitements opérés sur la progression de salaire entre 1998 et 2001 et sur l'emploi en 2001 passent par l'estimation préalable d'un modèle Probit, pour lequel les restrictions d'appartenance sont plus sévères que dans l'analyse précédente. En effet, il suffit d'avoir été chômeur à l'une des deux dates pour se retrouver exclu des sous-populations sur lesquelles portent les analyses de gains. Pour les hommes, l'effectif non sélectionné se décompose entre 70,9 % de chômeurs à une des

<sup>8</sup> Le premier emploi est défini comme une séquence d'emploi d'au moins trois mois débutée avant janvier 1999.

deux dates, de 14,9 % de chômeurs aux deux dates et 14,2 % dont l'emploi en 1998 ne correspondait pas au critère de durée retenu. Pour les femmes, l'effectif non sélectionné se décompose entre 69,1 % de chômeurs à une des deux dates, de 25,1 % de chômeurs aux deux dates et 5,7 % dont l'emploi en 1998 ne correspondait pas au critère de durée retenu.

Nous imposons également la condition d'emploi privé au début de la période pour les analyses en niveau sur 2001 afin d'assurer une homogénéité quant aux durées de présence sur le marché du travail et compte tenu de l'un de nos objectifs qui est d'examiner comment a évolué, à la fois dans ses conditions et ses origines, la différence de gains selon le sexe entre 1998 et 2001.

Le choix d'exclure l'emploi public de l'analyse s'explique par le fait que les disparités de rémunération selon le sexe y sont fortement atténuées, sinon inexistantes dès lors que l'on considère les fonctionnaires, en raison des règles particulières qui y ont cours (Hoffnar et Greene, 1996). Ce faisant, nous sommes conscients d'écarter une plus grande partie des emplois offerts aux débutants féminins qu'aux débutants masculins. En effet, les premières sont près d'un quart à débiter dans un emploi public contre 12 % des hommes.

Pour déterminer les facteurs individuels explicatifs des gains et des progressions de gains, seuls les emplois occupés aux extrémités de la fenêtre d'observation (les trois premières années de vie active) sont pris en compte. Le premier emploi est défini comme l'emploi ayant débuté au plus tard en janvier 1999 et dont la durée est d'au moins trois mois. L'emploi final correspond à la séquence d'emploi à la date d'enquête (mars à mai 2001).

Pour le premier emploi occupé à l'issue de la formation initiale comme pour l'emploi occupé trois ans plus tard, le secteur d'activité, la PCS occupée, le type de contrat de travail, le temps de travail, la localisation géographique de l'entreprise et sa taille sont connus.

L'ensemble de ces facteurs constitue les variables explicatives des équations de salaire en niveau pour le premier emploi comme pour celui de 2001. S'ajoutent des variables propres à chaque salarié : le diplôme de formation initiale détenu, l'ancienneté en emploi (en mois), l'accès à une formation continue ainsi qu'une information sur le degré de responsabilité du poste occupé sous la forme du nombre éventuel de salariés sous les ordres de l'individu (*cf.* tableaux 3,4,9,10 en annexe).

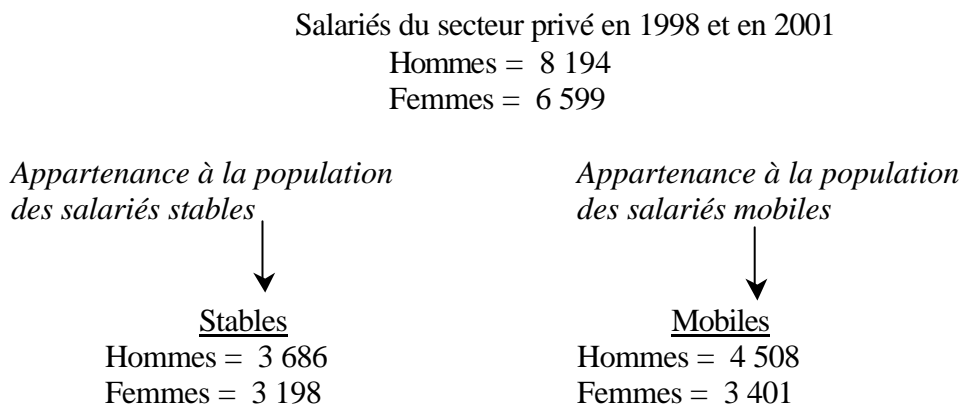
En plus des mêmes variables relatives à l'emploi (celles de l'emploi à la date d'enquête), les équations de progression de salaires intègrent en variables explicatives les niveaux initiaux de gains (les déciles de salaire d'embauche du premier emploi) et des facteurs informatifs du parcours professionnel – le nombre d'emplois occupés, la durée passée au chômage et en inactivité sur les trois années de vie active, l'existence d'au moins un changement de fonction ou de PCS, variables aussi introduites en explicatives de l'équation de salaire 2001 (*cf.* tableaux 7, 8, 9, 10 en annexe).

Rappelons que les termes correcteurs de la sélectivité inclus dans les équations de gains, en niveau (emploi de 1998 et emploi de 2001) et en progression, sont issus des équations de sélection traduisant l'appartenance à l'emploi privé en 1998, en 2001 et aux deux dates. Le temps passé en formation initiale au cours de la première année d'observation (1998), le diplôme de fin d'études, l'âge au bac, l'existence de stage et d'emploi obtenus en cours d'études forment les variables explicatives relatives au parcours de formation initiale des modèles *Probit* (*cf.* tableaux 1, 2, 5, 6 en Annexe). De même, le pays de naissance, le lieu de résidence à la fin des études, la situation du père et de la mère en fin de formation initiale et la profession du père à cette date sont parmi les facteurs déterminant la probabilité de sélection.

### *Logique de construction des échantillons des salariés mobiles et stables*

La population des salariés du secteur privé en 1998 et en 2001 est dans un second temps décomposée entre les salariés en emploi dans la même entreprise entre la situation en 1998 et celle à la date d'enquête et ceux qui entre 1998 et 2001 ont été mobiles (mobilité d'établissement employeur). Parmi les hommes, 55 % sont mobiles et 51,5 % de femmes sont dans ce cas.

Le schéma ci-contre renseigne sur les effectifs des différentes sous-populations considérées.



Les variables explicatives des équations de salaire en niveau et en progression sont identiques à celles auxquelles on a recours lorsque les salariés du secteur privé sont considérés dans leur ensemble (*cf.* tableaux 13 à 24 en annexe). Les facteurs explicatifs des équations de sélection (*cf.* tableaux 11 et 12 en annexe) regroupent des variables informatives du parcours de formation initiale – l'existence d'emploi ou de stage en cours d'études, le diplôme de sortie du système éducatif, le lieu de résidence en fin d'études - ainsi que le pays de naissance et le passage éventuel par le service national. Des variables relatives à l'entreprise du premier emploi sont également prises en compte : la taille de l'établissement, le temps de travail et la nature du contrat de travail à l'embauche, le secteur d'activité, la PCS occupée.

La section suivante établit l'ensemble des résultats des décompositions des écarts de salaire entre hommes et femmes dans leur premier emploi, au regard de leur progression de gains entre le premier et le dernier emploi observé puis pour l'emploi à la date d'enquête.

### **3- Résultats**

Cette section présente successivement les analyses portant sur la population des salariés du secteur privé dans leur ensemble puis celles relatives aux populations stables et mobiles prises séparément. Elle expose dans un troisième temps les modalités de parcours -mobilité ou stabilité - les plus avantageuses d'un point de vue salarial pour chacun des deux sexes.

### 3-1 Population des salariés du privé et correction du biais de sélection du chômage

Pour le premier emploi (1998), l'écart total brut de salaire d'embauche de 5,9 %<sup>9</sup> est expliqué à plus des 4/5 par des écarts de dotations entre hommes et femmes, à l'avantage des premiers, et pour 1/5, par un meilleur traitement salarial des caractéristiques moyennes pour les hommes relativement aux femmes (*cf.* tableau 1). Les paramètres de correction de biais de sélection ne sont pas significatifs et par conséquent exclus du calcul de décomposition.

**Tableau 1 : Salariés du secteur privé**

	Équation de salaire Emploi 98	Équation de progression de gains 1998 - 2001	Équation de salaire Emploi 2001
Décomposition des effets sur le salaire			
(I) Écart de dotation $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{b}}_h + \hat{\mathbf{b}}_f)(\bar{X}_h - \bar{X}_f)$	0,0468	-0,0411	0,029837
(II) Écart de valorisation $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{b}}_h - \hat{\mathbf{b}}_f)(\bar{X}_h + \bar{X}_f)$	0,0102	0,02366	0,022297
Décomposition des termes correcteurs de la sélection			
(III) $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{q}}_h + \hat{\mathbf{q}}_f)(\bar{I}_h - \bar{I}_f)$	$\hat{\mathbf{q}}_f$ et $\hat{\mathbf{q}}_h$ ns	-0,001043	-0,0007255
(IV) $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{q}}_h + \hat{\mathbf{q}}_f)(\bar{I}_f^0 - \bar{I}_f)$		0,0000939	0,0000658
(V) $\frac{1}{2}(\bar{I}_h + \bar{I}_f)(\hat{\mathbf{q}}_h - \hat{\mathbf{q}}_f)$ (€)		0,04472	0,073708
Écart total brut $\hat{\mathbf{b}}_h \bar{X}_h - \hat{\mathbf{b}}_f \bar{X}_f$	0,05701	-0,01744	0,05213
Effet total de la sélection $\hat{\mathbf{q}}_h \bar{I}_h - \hat{\mathbf{q}}_f \bar{I}_f$		0,0438	0,0735
Écart total corrigé de l'effet de sélection $\hat{\mathbf{b}}_h \bar{X}_h - \hat{\mathbf{b}}_f \bar{X}_f + (\hat{\mathbf{q}}_h \bar{I}_h - \hat{\mathbf{q}}_f \bar{I}_f)$	0,05701	0,02633	0,12518
Nh	8 981	8 194	8 194
Nf	7 460	6 599	6 599

(€)  $\hat{\mathbf{q}}_f$  est non significatif dans les estimations des deux dernières colonnes, mais comme  $\hat{\mathbf{q}}_h$  est significatif, les calculs font la différence entre les coefficients.

<sup>9</sup> Les commentaires des écarts de salaire correspondent aux exponentielles des écarts (en Log) figurant dans les tableaux de résultats.



Concernant les progressions de gains entre le premier emploi et celui occupé en 2001, l'écart lié à la différence de caractéristiques est à l'avantage des femmes, résultant de leur positionnement plus fréquent que pour les hommes dans les deux premiers déciles de la distribution de salaire d'embauche en 1998. Ceci relève d'un mécanisme de rattrapage salarial. Cet écart à l'avantage des femmes est compensé pour moitié par une meilleure valorisation des attributs des hommes (*cf.* tableau 1 colonne 2). L'écart total brut de progression de salaire est alors à l'avantage des femmes avec 1,7 %. Toutefois, rien ne permet de soupçonner que les caractéristiques non observées qui influencent l'appartenance au secteur privé aux deux dates et potentiellement corrélées avec celles qui expliquent la progression de rémunération, soient équivalentes pour les hommes et les femmes.

Ainsi doit-on procéder à la correction du biais de sélection correspondant. Celui-ci s'avère significatif pour les hommes et non significatif pour les femmes. Ce constat signifie qu'il existe une plus forte différence au regard des caractéristiques inobservées détenues, entre les hommes salariés du privé aux deux extrémités de la période et ceux qui ne le sont pas, qu'entre les femmes salariées du privé aux deux bornes par rapport à celles qui ne le sont pas. L'intégration de la correction de la sélection conduit à un léger avantage des hommes sur les femmes dans la progression de salaire (2,6 %).

Le signe négatif du terme (III) (*cf.* tableau 1 colonne 2) indique que les femmes sélectionnées dans l'échantillon ont des caractéristiques moyennes expliquant la sélection moins favorables que celles des hommes. A valorisation égale de leurs caractéristiques (même vecteur de paramètres estimés de l'équation de sélection), les hommes sont davantage sélectionnés (probabilité d'être en emploi privé en 1998 et 2001 supérieure) que les femmes. Ceci résulte du fait que la valeur du  $\lambda$  est inversement corrélée à la probabilité de sélection.

Le terme (IV) indique que si le traitement des caractéristiques des femmes était identique à celui des hommes, elles auraient une probabilité de sélection très légèrement moins élevée — , dans la mesure où le terme est positif, bien que de valeur très faible.

La valeur élevée et positive du terme (V) montre que l'effet salarial de la sélection est plus grand pour les hommes que pour les femmes. En d'autres termes, cela suggère que les employeurs valorisent davantage pour les hommes que pour les femmes les caractéristiques inobservées qui jouent à la fois sur l'appartenance à l'emploi privé en 1998 et 2001 et sur la progression de salaire.

Remarquons que cette part de la discrimination liée au traitement différencié des caractéristiques inobservées est environ deux fois plus importante que celle qui renvoie à l'écart de valorisation des caractéristiques explicatives de la progression de gains (II).

Au total, l'écart de dotation favorable aux femmes en matière de progression de gains est plus que contrebalancé par des écarts de valorisation sur les caractéristiques observées et non observées à l'avantage des hommes.

Après trois ans de vie active (2001), l'écart brut de rémunération entre hommes et femmes, effet de la sélection exclu (*cf.* tableau 1 colonne 3), est expliqué pour 43 % par l'écart de valorisation des caractéristiques explicatives du salaire et à 57 % par des différences dans la détention de ces caractéristiques. La partie non expliquée de la différence brute de salaire s'est donc accrue par rapport à la situation en 1998.

Les valeurs des termes (III) et (IV) sont encore plus faibles que dans l'équation de progression de gains et du même signe. Le premier indique que les caractéristiques moyennes des femmes sont moins favorables que celles des hommes à leur sélection dans l'échantillon,

tandis que le terme (IV) montre comme précédemment que le traitement réservé aux caractéristiques prises en compte dans l'équation de sélection est quasiment équivalent pour les hommes et pour les femmes, avec toutefois une sélectivité très légèrement plus forte pour les premiers (terme positif dû à un  $\lambda$  simulé plus élevé que  $\bar{\lambda}_f$ ).

Enfin, le terme (V) décrit l'avantage enregistré par les hommes relativement aux femmes dans le traitement salarial en 2001 réservé par les employeurs aux caractéristiques inobservées des individus qui influent à la fois sur la sélection dans l'emploi privé aux deux dates considérées et sur la formation du niveau de salaire en 2001.

La part non expliquée de la différence de salaires entre hommes et femmes en 2001, traditionnellement attribuée à un effet de discrimination, est donc concentrée principalement dans le terme (V) qui explique pour plus de 58 % l'écart de salaire intégrant les paramètres de correction de la sélection, estimé pour les hommes et les femmes à leurs caractéristiques moyennes en 2001. En comparaison, la partie (II) ne compte que pour 17,8 % de cet écart total.

La comparaison des décompositions de salaires en niveau pour 1998 et 2001 montre que la part relevant des écarts de dotations entre hommes et femmes se réduit au profit de l'écart de valorisation : l'ampleur s'accroît entre les deux dates. Ce poids de la valorisation différenciée des facteurs explicatifs du salaire 2001 est du même ordre que dans la progression de salaire 98-2001. La baisse de la partie (I) entre 1998 et 2001 est liée au fait qu'en moyenne, les caractéristiques d'emploi des femmes se sont rapprochées de celles des hommes sur les trois premières années de vie active. Dans le même temps, l'écart de salaire intégrant l'effet de la sélection (avec une valeur de 0,125), s'est accru par rapport à 1998, passant de + 5,9% au profit des hommes en 1998 à + 13,3% en 2001). Cette évolution s'explique par l'écart en progression à l'avantage des hommes sur la période.

Pour la population particulière des entrants sur le marché du travail dans le secteur privé – population également particulière du fait du critère de définition du premier emploi, il s'avère que les écarts de gains entre hommes et femmes se creusent au cours des premières années de vie active (cinquième ligne du tableau). Cette accentuation des écarts relève essentiellement de ce que l'on a appelé «discrimination» salariale. En d'autres termes, si les informations sur les capacités productives des individus sont révélées avec leur expérience, ce constat indique que ces informations ne modifient pas la fixation des rémunérations. Ce résultat tend à infirmer l'hypothèse de discrimination statistique à l'embauche<sup>10</sup>.

Qu'en est-il de ce résultat lorsque les informations révélées sont de différentes qualités : directement observables par l'employeur chez son salarié (avec l'ancienneté dans l'entreprise) ou connues au travers des expériences professionnelles (mobilité d'employeur) ? L'analyse qui suit distinguant les salariés stables des mobiles permet d'éclairer cette question.

### **3-2 Population des salariés du privé et correction du biais de sélection de la probabilité être stable ou mobile au cours des trois premières années de vie active**

Dans le cas de la stabilité d'emploi, le niveau de salaire d'embauche du premier emploi, estimé pour les hommes à leurs caractéristiques moyennes est inférieur de 1,5 % à celui des femmes estimé à leurs caractéristiques moyennes. Pour les mobiles, l'écart de salaire estimé

<sup>10</sup> Selon cette hypothèse, on s'attend en effet à un réajustement des salaires féminins au niveau des rémunérations des hommes avec l'accumulation d'expérience.

est de 36,2 % en faveur des hommes. Les femmes futures stables à cette date semblent donc avantagées par rapport à leurs consœurs futures mobiles.

Pour les stables, la partie discriminante est en défaveur des hommes alors que la situation est inverse pour les mobiles (*cf.* tableau 2, colonne 1). Ce résultat suggère que la stabilité est perçue différemment par les employeurs selon qu'il s'agit de salariés masculins ou féminins. En l'occurrence, la stabilisation des femmes et plus précisément les caractéristiques qui contribuent à cette stabilité dans l'emploi serait mieux appréciée que celle des hommes. Ce résultat concorde avec ceux d'une étude précédente (Dupray, 2002) qui montre que l'ancienneté des femmes en début de vie active est mieux rémunérée que celle des hommes. On remarque d'autre part que l'écart de valorisation (part non expliquée du salaire) à l'avantage des femmes pour les stables est en valeur absolue près de huit fois inférieur à l'écart existant en faveur des hommes pour la population des mobiles.

Toutefois, pour les deux sous-populations, l'écart dû à une différence de caractéristiques moyennes est à l'avantage des hommes. Cet écart est quatre fois et demi plus important parmi les mobiles que parmi les stables.

La décomposition des termes correcteurs de la sélection sur le fait d'être stable montre que les caractéristiques qui contribuent à stabiliser le salarié dans l'entreprise sont en moyenne inférieures pour les femmes que pour les hommes (terme III, tableau 2, colonne 1). En revanche, en ce qui concerne le traitement différencié selon le sexe des caractéristiques qui influencent la stabilisation dans l'entreprise, il est plus sélectif pour les hommes que pour les femmes, compte tenu du signe positif du terme (IV) – la moyenne des coefficients  $\theta$  étant positive. Enfin, la partie relative au traitement salarial des caractéristiques inobservées qui jouent à la fois sur le fait d'être stable et sur le niveau de salaire en 1998, montre une plus forte valorisation pour les hommes que pour les femmes (terme V). L'effet total de la décomposition des termes de sélection avantage les hommes (0.089).

En ce qui concerne les termes de décomposition de la sélection pour les mobiles, les attributs déterminant la sélection (être mobile) s'avèrent plus faibles chez les femmes que chez les hommes ( $\lambda$  simulé en valeur absolue plus élevé pour les femmes que le  $\lambda$  des hommes). En d'autres termes, les valeurs des caractéristiques explicatives introduites dans l'équation de sélection sur le fait d'être mobile entre 1998 et 2001 sont possédées en moins forte proportion par les femmes que par les hommes.

La valeur positive du terme (IV), compte tenu de la pondération par la moyenne des  $\theta$  négative, montre à nouveau une sélectivité plus forte pour les hommes que pour les femmes vis à vis de la mobilité. Finalement, la valeur élevée et négative du terme (V), traduit la moins grande contribution salariale pour les hommes que pour les femmes des caractéristiques inobservées influençant la mobilité et le niveau de salaire en 1998. En d'autres termes, l'employeur fait plus le lien entre ces deux événements pour les femmes que pour les hommes.

Entre mobiles et stables et au sein des termes de décomposition de la sélection, on remarque que seul l'effet sur le salaire d'embauche du terme (V) (tableau 2, colonne 1) change. Contrairement à ce qui se passe chez les stables, dans la détermination du salaire à l'embauche des femmes qui seront par la suite mobiles, l'appréciation par l'employeur de la partie inobservée compte davantage que pour les hommes.

Au total, les employeurs seraient plus ou moins vigilants à l'égard des caractéristiques individuelles inobservées selon que le candidat est une femme ou un homme et selon que sa conduite est anticipée comme stable ou mobile.

**Tableau 2 : Salariés du secteur privé – emploi de 1998, équation de salaire 98 en niveau**

	Stables	Mobiles
Décomposition des effets sur le salaire		
(I) Ecart de dotation $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{b}}_h + \hat{\mathbf{b}}_f)(\bar{X}_h - \bar{X}_f)$	0,016068	0,07612
(II) Ecart de valorisation $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{b}}_h - \hat{\mathbf{b}}_f)(\bar{X}_h + \bar{X}_f)$	-0,03109	0,2329
Décomposition des termes correcteurs de la sélection		
(III) $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{q}}_h + \hat{\mathbf{q}}_f)(\bar{I}_h - \bar{I}_f^0)$	-0,007309	-0,021468
(IV) $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{q}}_h + \hat{\mathbf{q}}_f)(\bar{I}_f^0 - \bar{I}_f)$	0,006399	0,00674
(V) $\frac{1}{2}(\bar{I}_h + \bar{I}_f)(\hat{\mathbf{q}}_h - \hat{\mathbf{q}}_f)$	0,087413	-0,16422
Ecart total brut $\hat{\mathbf{b}}_h \bar{X}_h - \hat{\mathbf{b}}_f \bar{X}_f$	-0,01503	0,3090
Effet total de la sélection $\hat{\mathbf{q}}_h \bar{I}_h - \hat{\mathbf{q}}_f \bar{I}_f$	0,089	-0,179
Ecart total corrigé de l'effet de sélection $\hat{\mathbf{b}}_h \bar{X}_h - \hat{\mathbf{b}}_f \bar{X}_f + (\hat{\mathbf{q}}_h \bar{I}_h - \hat{\mathbf{q}}_f \bar{I}_f)$	0,07147	0,130
Nh	3 686	4 508
Nf	3 198	3 401

L'écart salarial en 1998 qui tient compte de l'effet de la sélection est de 7,4 % à l'avantage des hommes parmi les stables et 13,9 % parmi les mobiles. Ainsi, la correction de l'effet de sélection accroît l'écart pour les stables et le réduit pour les mobiles.

Globalement, l'effet de correction de la sélection est concentré dans la partie (V) (tableau 2 colonne 1) de traitement différencié de l'inobservé. Au total, les corrections de la sélection par l'intermédiaire du traitement salarial de l'inobservé (V) ont un impact important sur la disparité des salaires selon le sexe à l'embauche. Cet impact salarial de l'inobservé privilégie les hommes chez les stables et les femmes chez les mobiles, pour ces dernières avec une ampleur deux fois plus forte.

Au final, la comparaison des écarts de rémunération au premier emploi parmi les individus qui s'avèreront stables et au sein des individus qui vont connaître une mobilité professionnelle externe, montre que les femmes sont globalement deux fois plus pénalisées, du point de vue du salaire à l'embauche, dans la seconde situation que dans la première.

La significativité des coefficients des termes correcteurs de la sélection valide l'hypothèse selon laquelle l'employeur émet des anticipations sur l'horizon d'emploi de ses jeunes recrues et que ces anticipations s'appuient sur des caractéristiques inobservées prises en compte dans la fixation des niveaux de salaire.

**Tableau 3 : Salariés du secteur privé – en emploi en 1998 et 2001, équation de progression de gains**

	Stables	Mobiles
Décomposition des effets sur le salaire		
(I) Ecart de dotation $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{b}}_h + \hat{\mathbf{b}}_f)(\bar{X}_h - \bar{X}_f)$	-0,01757	-0,07042
(II) Ecart de valorisation $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{b}}_h - \hat{\mathbf{b}}_f)(\bar{X}_h + \bar{X}_f)$	0,05928	0,07681
Décomposition des termes correcteurs de la sélection		
(III) $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{q}}_h + \hat{\mathbf{q}}_f)(\bar{I}_h - \bar{I}_f^0)$	$\hat{\mathbf{q}}_f$ et $\hat{\mathbf{q}}_h$ ns	-0,00779
(IV) $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{q}}_h + \hat{\mathbf{q}}_f)(\bar{I}_f^0 - \bar{I}_f)$		0,00244
(V) $\frac{1}{2}(\bar{I}_h + \bar{I}_f)(\hat{\mathbf{q}}_h - \hat{\mathbf{q}}_f)$		0,00708
Ecart total brut $\hat{\mathbf{b}}_h \bar{X}_h - \hat{\mathbf{b}}_f \bar{X}_f$	0,0417	0,00639
Effet total de la sélection $\hat{\mathbf{q}}_h \bar{I}_h - \hat{\mathbf{q}}_f \bar{I}_f$	-	0,00173
Ecart total corrigé de l'effet de sélection $\hat{\mathbf{b}}_h \bar{X}_h - \hat{\mathbf{b}}_f \bar{X}_f + (\hat{\mathbf{q}}_h \bar{I}_h - \hat{\mathbf{q}}_f \bar{I}_f)$	0,0417	0,00812
Nh	3 686	4 508
Nf	3 198	3 401

Pour ce qui a trait à la progression brute de salaire estimée pour les hommes à leurs caractéristiques moyennes, elle est de 4,2 % supérieure à celle des femmes dans le cas de la stabilité d'emploi (cf. tableau 3 colonne 1). Pour les mobiles, elle est de + 0,6 % en faveur des hommes. Dans le cas des mobiles, l'écart de progression de gains, correction faite de la sélection est de 0,8 % supérieur pour les hommes que pour les femmes. Ainsi, même si les femmes relativement aux hommes sont fortement pénalisées à l'embauche quand elles sont mobiles, on remarque qu'en matière d'évolution salariale de 1998 à 2001 elles sont traitées de manière sensiblement équivalente aux hommes.

Les différences de dotations sont, pour les deux sous-populations, à l'avantage des femmes, avec un effet accentué parmi les mobiles. Ce constat traduit que la situation relative du point de vue du salaire initial des femmes en mobilité est plus défavorable que pour les stables. Ces écarts de dotation en faveur des femmes tiennent là encore à la présence massive de celles-ci dans les deux premiers déciles de la distribution des salaires pour 1998.

L'écart de valorisation dans les deux populations, à l'avantage des hommes, est plus important pour les mobiles que pour les stables. De ce fait, du point de vue de leurs

caractéristiques productives observées qui entrent en jeu dans l'évolution salariale, les femmes semblent plus discriminées sur le marché externe que sur le marché interne, même si en fin de compte, elles connaissent une évolution de salaire moyenne sensiblement égale à celle des hommes. Parmi les mobiles, l'écart de progression de salaire très faible (0.6%) découle d'une compensation quasi parfaite entre la partie dotation à l'avantage des femmes et la partie différence de valorisation à l'avantage des hommes.

Les termes correcteurs de la sélection pour l'échantillon des stables ne sont pas significatifs du point de vue de la progression de gains 1998 – 2001. Ce constat suggère que les attributs observés des individus suffisent à expliquer leur salaire, les caractéristiques qui conditionnent la stabilité des salariés n'interviennent pas dans la définition de leur progression de gains.

La décomposition des termes correcteurs de la sélection sur le fait d'être mobile montre que les caractéristiques qui contribuent à la mobilité du salarié en dehors de l'entreprise sont en moyenne inférieures pour les femmes que pour les hommes (terme III, tableau 3 colonne 2). En ce qui concerne le traitement différencié selon le sexe des caractéristiques qui influencent la mobilité hors de l'entreprise, il est plus sélectif pour les hommes que pour les femmes (terme IV). A son tour, le terme (V) montre que l'employeur accorde en valeur absolue un prix plus élevé dans la progression de gains aux caractéristiques non observées des hommes qu'à celles des femmes<sup>11</sup>.

En résumé pour la population des mobiles, la décomposition de la progression de gains intégrant la correction de l'effet de sélection conduit à un faible accroissement de l'écart de progression à l'avantage des hommes (+0,8 %). Globalement, on peut donc noter l'existence d'un écart de progression très mince au sein des «mobiles» et une différence d'environ 4 % chez les stables. Au total, les écarts de dotation à l'avantage des femmes contribuent à compenser en partie l'effet de discrimination tenant à l'écart de valorisation à l'avantage des hommes.

Ces constats sur le salaire à l'embauche et la progression de gains suggèrent une tendance à l'accroissement des écarts de rémunération entre hommes et femmes au sein des stables et à une stabilisation de cet écart au sein des mobiles. L'analyse de la situation en 2001 va permettre de conforter ce diagnostic.

En 2001, le salaire brut estimé des hommes à leurs caractéristiques moyennes est supérieur de 9,4 % au salaire estimé des femmes à leurs caractéristiques moyennes, dans le cas de la stabilité d'emploi. Pour les mobiles, l'écart de salaire estimé (moyen) est de +17,9 % en faveur des hommes (cf. tableau 4).

Concernant la décomposition des effets sur le salaire 2001, les écarts de dotations sont à l'avantage des hommes, cet avantage est près de deux fois plus important pour les mobiles relativement aux stables. Quant à la différence de valorisation, elle est favorable aux hommes dans les deux sous-populations, avec un écart plus élevé de 1,8 fois pour les mobiles par rapport aux stables. L'ampleur de la valorisation différenciée des hommes et des femmes à caractéristiques égales explique ainsi plus de 75 % de l'écart salarial brut (hors effet de la sélection) à la fois chez les individus restés stables et chez les salariés ayant changé d'établissement employeur.

---

<sup>11</sup>  $|\hat{q}_h| > |\hat{q}_f|$

**Tableau 4: Salariés du secteur privé – en emploi en 2001 : équation de salaire 2001 en niveau**

	Stables	Mobiles
Décomposition des effets sur le salaire		
(I) Ecart de dotation $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{b}}_h + \hat{\mathbf{b}}_f)(\bar{X}_h - \bar{X}_f)$	0,01988	0,03889
(II) Ecart de valorisation $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{b}}_h - \hat{\mathbf{b}}_f)(\bar{X}_h + \bar{X}_f)$	0,06972	0,12601
Décomposition des termes correcteurs de la sélection		
(III) $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{q}}_h + \hat{\mathbf{q}}_f)(\bar{I}_h - \bar{I}_f)$	0,004534	-0,01411
(IV) $\frac{1}{2}(\hat{\mathbf{q}}_h - \hat{\mathbf{q}}_f)(\bar{I}_h^0 - \bar{I}_f)$	-0,003969	0,00443
(V) $\frac{1}{2}(\bar{I}_h + \bar{I}_f)(\hat{\mathbf{q}}_h - \hat{\mathbf{q}}_f)$	0,034577	-0,017136
<i>Ecart total brut</i> $\hat{\mathbf{b}}_h \bar{X}_h - \hat{\mathbf{b}}_f \bar{X}_f$	0,0896	0,164914
<i>Effet total de la sélection</i> $\hat{\mathbf{q}}_h \bar{I}_h - \hat{\mathbf{q}}_f \bar{I}_f$	0,0351	-0,02682
<i>Ecart total corrigé de l'effet de sélection</i> $\hat{\mathbf{b}}_h \bar{X}_h - \hat{\mathbf{b}}_f \bar{X}_f + (\hat{\mathbf{q}}_h \bar{I}_h - \hat{\mathbf{q}}_f \bar{I}_f)$	0,1247	0,13801
Nh	3 686	4 508
Nf	3 198	3 401

Toujours sur le salaire de l'emploi occupé en 2001, la décomposition des termes correcteurs de la sélection sur le fait d'être stable montre que la probabilité d'être sélectionné dans la sous-population des stables est plus faible pour les femmes que pour les hommes du fait de leurs différences de caractéristiques moyennes, même si l'écart est très faible (terme III, tableau 4 colonne 1).

En revanche, en ce qui concerne le traitement différencié selon le sexe des caractéristiques qui influencent la stabilisation dans l'entreprise, il est plus sélectif pour les hommes que pour les femmes (IV).

Enfin, la partie relative au traitement salarial des caractéristiques inobservées qui jouent à la fois sur la sélection dans l'emploi et sur le niveau de salaire en 2001, met en évidence une plus forte prise en compte pour les femmes que pour les hommes (valeur absolue de  $\theta_f > \theta_h$ , terme V) à l'opposé de ce qui se passait pour le salaire de 1998.

Pour les mobiles (cf. tableau 4 colonne 2), la valeur des caractéristiques moyennes expliquant le fait d'avoir été mobile est moins favorable pour les femmes que pour les hommes. Le terme (IV) indique comme précédemment, que le traitement des caractéristiques explicatives de la sélection dans le fait d'être ici mobile est plus rigoureux et sélectif pour les hommes que pour

les femmes, et c'est plus vrai pour les mobiles que pour les stables. Enfin, le traitement salarial des caractéristiques inobservées contribuant à la fois à la sélection dans le fait d'avoir été mobile depuis 1998 et au niveau de salaire en 2001, montre une légère différence à l'avantage des femmes.

En d'autres termes, pour les mobiles comme pour les stables, l'employeur fait davantage le lien pour les femmes que pour les hommes entre les caractéristiques inobservées qui contribuent à la fois à la forme de leur itinéraire professionnel depuis 1998 et à la fixation de leur salaire pour 2001.

La prise en compte de cette décomposition des termes de la sélection conduit à un accroissement de la différence de salaires bruts entre hommes et femmes pour les stables et à un abaissement de cette différence pour les mobiles. Toutefois, la comparaison des différences de salaire entre stables et mobiles qui plaçait ces derniers dans une meilleure configuration, à l'avantage des hommes, demeure avec l'intégration des termes correcteurs de la sélection : 13,3 % à l'avantage des hommes parmi les stables contre 14,8 % parmi les mobiles (chiffres lus après exponentiation).

Pour les salariés stables, la valeur de l'effet de la sélection est concentrée essentiellement dans la partie (V), d'où il ressort que la réévaluation à l'avantage des hommes tient à un effet de discrimination sur les caractéristiques inobservées à l'encontre des femmes. On note l'influence inverse du terme (V) parmi les mobiles où le traitement salarial des caractéristiques inobservées des hommes et des femmes contribue à un rapprochement de celles-ci par rapport à ceux-là, relativement à ce que donne à voir l'écart total brut de salaire.

#### **4- Synthèse des résultats.**

Pour les jeunes entrant en 1998 sur le marché du travail et dans le secteur privé, les résultats montrent que la disparité de salaire entre 1998 et 2001 évolue à l'avantage des hommes relativement aux femmes. Cette évolution est essentiellement alimentée par l'accroissement de la part non expliquée du salaire, et ce, malgré le rattrapage des femmes en termes de dotations. Cette augmentation du salaire relatif des hommes en 2001 par rapport à 1998 s'explique essentiellement par le meilleur traitement salarial réservé à leurs caractéristiques inobservées par rapport aux femmes.

Du point de vue de l'origine de la discrimination, les résultats suggèrent que certaines prédictions des modèles de discrimination statistique sont prises en défaut dans la mesure où d'une part, l'écart de salaire entre hommes et femmes a augmenté et d'autre part, la composante de discrimination s'est accrue également au cours de la période observée.

En termes de différences de salaires moyens entre hommes et femmes corrigeant l'effet de la sélection, l'écart de rémunération se creuse de 1998 à 2001 (de 7,4 à 13,3 %) pour les salariés stables et s'accroît très légèrement (de 13,9 à 14,8 %) pour les mobiles. En termes de différence de salaire par rapport aux hommes, la stratégie de stabilité apparaissait nettement comme la plus fructueuse pour les femmes *ex-ante* (sur la seule base du salaire en 1998 et sans que la mobilité vs. stabilité ne soit encore réalisée), et le reste *ex-post* (en niveau de salaire en 2001 et une fois la mobilité vs. stabilité observée) même si, on l'a souligné, la progression de salaire des femmes a été quasiment similaire à celles des hommes pour les mobiles, alors que tel n'a pas été le cas en interne pour les stables. Il n'est pas possible à ce



stade de dire si ces valorisations différenciées en interne sont le reflet d'opportunités de promotion différentes selon le sexe<sup>12</sup>.

A l'embauche (salaire de 1998), les femmes qui se sont avérées mobiles étaient deux fois plus pénalisées que celles montrant un comportement de stabilité au cours de leurs premières années de vie active et de ce point de vue, ces résultats concordent avec d'autres montrant que les femmes ont plutôt intérêt à accumuler de l'ancienneté en début de vie active plutôt qu'à multiplier des expériences professionnelles. Toutefois, entre 1998 et 2001, l'écart de progression de salaire intégrant la prise en compte des termes correcteurs de la sélection a été de plus forte ampleur au sein des stables que parmi les mobiles, lequel était presque nul.

De 1998 à 2001, la part de la discrimination salariale à l'encontre des femmes est quasiment inchangée chez les actifs qui ont changé d'employeur sur la période, alors que pour les stables, l'écart de valorisation des facteurs observés explicatifs des gains, à l'avantage des femmes initialement, s'est inversé au bénéfice des hommes en 2001. Sur les progressions de gains, l'effet de discrimination s'exerce toujours au détriment des femmes, qu'elles soient stables ou mobiles.

Au regard du traitement salarial de l'inobservé, on remarque que son impact dans l'explication de la disparité de salaires entre hommes et femmes diminue de 1998 à 2001 et ce, tant pour les mobiles que pour les stables. Ceci est cohérent avec l'idée que les caractéristiques productives des individus se révélant avec l'expérience professionnelle, les employeurs font moins le lien entre celles inobservées contribuant à expliquer la stabilité versus la mobilité des individus en 2001, et le niveau de leur salaire. En revanche, en 1998, leur niveau de salaire est fixé par rapport aux anticipations de stabilité et de mobilité qui s'appuieraient fortement sur les caractéristiques inobservées des individus.

En outre, en 1998 comme en 2001, on constate que la prise en compte du terme de discrimination sur l'inobservé (terme V), n'a pas le même effet pour les stables que pour les mobiles. Pour les premiers, le traitement salarial de l'inobservé conduit à une amélioration de la situation salariale des hommes relativement à celle des femmes, alors que parmi les mobiles, son impact conduit à une correction de l'écart salarial entre hommes et femmes, par un effet de réduction de cet écart (massif sur les salaires en 1998).

Ceci suggère que les caractéristiques productives des femmes mobiles (ou futures mobiles, pour le salaire de 1998) sont en moyenne inférieures à celles des femmes stables et que la correction de cet effet amène à une réévaluation de leur salaire. C'est le phénomène inverse qui semble à l'œuvre chez les stables, avec des hommes stables (ou futurs stables, pour le salaire de 1998) dont les caractéristiques productives seraient en moyenne moins bonnes que celles des hommes mobiles (ou qui vont le devenir).

En résumé, en distinguant les salariés stables de ceux qui sont mobiles entre 1998 et 2001, on constate que les disparités de salaire entre hommes et femmes progressent peu parmi les mobiles alors qu'elles se creusent fortement au sein des stables. Malgré tout, les femmes auraient plutôt intérêt à être stables du point de vue de leur salaire à l'embauche car elles sont moins pénalisées que celles qui connaissent, par la suite, des changements d'emplois.

Au regard des progressions de gains, les femmes sont légèrement désavantagées sur le marché interne relativement aux hommes, alors que parmi les mobiles, elles sont traitées de façon similaire à leurs homologues masculins. Au regard du niveau de salaire en 2001, les femmes comparativement aux hommes ayant eu un parcours similaire restent toujours plus défavorisées lorsqu'elles ont changé d'emploi au cours de leurs trois premières années de vie active que lorsqu'elles sont restées au sein du même établissement employeur. Toutefois,

---

<sup>12</sup> Même si, on le verra dans une des études monographiques, selon leur position dans l'entreprise, hommes et femmes ne font pas face aux mêmes opportunités de promotion.

compte tenu du constat indiqué sur les progressions, les écarts salariaux entre hommes et femmes ont tendance à converger en 2001 ( par rapport à la situation de 1998) que les individus aient été stables ou mobiles auparavant.

## Annexe

**Tableau 1 :**  
**Modèle Probit : Probabilité d'être salarié dans le secteur privé en 98**  
**par rapport à chômeur pour les hommes**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	-0,5484	0,000	
Nbre de mois en FI en 98	0,00628	0,186	6,43
Age au bac	0,00327	0,529	8,15(*)
Emploi en cours de FI	0,3095	0,023	0,0036
Stage en cours de FI	-0,1628	0,000	0,58
Né à l'étranger	0,1307	0,0034	0,043
Région de résidence en fin de FI (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0745	0,081	0,116
Province	-0,0825	0,048	0,875
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,2189	0,000	0,102
CAP-BEP tertiaire	0,5692	0,000	0,038
CAP-BEP industriel	0,5922	0,000	0,174
Bac non diplômé	0,4896	0,000	0,038
Bac tertiaire	0,6723	0,000	0,027
Bac industriel	0,7432	0,000	0,081
Bac +1, +2 non diplômé	0,2298	0,028	0,102
Santé, social niveau III	0,3812	0,0015	0,016
Deug, Deust	0,3595	0,0024	0,018
BTS-DUT tertiaire	0,5587	0,0000	0,048
BTS-DUT industriel	0,4335	0,0000	0,078
2d cycle LSH, gestion	0,1497	0,162	0,051
2d cycle math, Sc, techn	0,2309	0,0493	0,019
3me cycle LSH, gestion	0,4655	0,0000	0,032
Ecole de commerce	0,5798	0,0000	0,013
3me cycle math, Sc, techn	0,4987	0,0000	0,033
Ecole d'ingénieur	0,2711	0,0129	0,033
Situation de la mère en fin de FI (réf. En emploi)			
Ne travaille pas	-0,0469	0,0090	0,38
Décédé	-0,0901	0,21	0,014
NVPD	-0,0482	0,5	0,018
Père né à l'étranger	-0,1110	0,000	0,17
Profession du père en fin de FI (réf ouvrier)			
agriculteur	-0,0124	0,77	0,047
Artisan, commerçant, Che d'ent.	0,0278	0,36	0,111
Cadre, ingénieur, Prof. libérale	-0,0864	0,003	0,163
Technicien, agent de maîtrise, VRP,PI	-0,0257	0,44	0,086
employé	-0,0584	0,015	0,260
NSP	-0,1607	0,004	0,094
Situation du père en fin de FI (réf. En emploi)			
Ne travaille pas	-0,1266	0,000	0,132
Décédé	0,0412	0,55	0,041
NVPD	-0,1361	0,082	0,027
Log L	- 15 600,25		
N	24 426		

(\*) l'âge au bac est à 0 pour ceux sortis avec un niveau inférieur.

**Tableau 2 :**  
**Modèle Probit : Probabilité d'être salarié dans le secteur privé en 98**  
**par rapport à chômeur pour les femmes**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	-1,0336	0,000	
Nombre de mois en FI en 98	0,0035	0,447	6,58
Age au bac	0,0129	0,0089	10,60*
Emploi en cours de FI	0,16	0,054	0,113
Stage en cours de FI	-0,0793	0,0001	0,678
Né à l'étranger	0,139	0,0076	0,0416
Région de résidence en fin de FI (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0453	0,344	0,104
Province	-0,0537	0,24	0,884
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,285	0,000	0,059
CAP-BEP tertiaire	0,6036	0,000	0,125
CAP-BEP industriel	0,5564	0,000	0,019
Bac non diplômé	0,7709	0,000	0,025
Bac tertiaire	0,9602	0,000	0,109
Bac industriel	0,563	0,000	0,0099
Bac +1, +2 non diplômé	0,534	0,000	0,13
Santé, social niveau III	0,99	0,000	0,0695
Deug, Deust	0,549	0,000	0,027
BTS-DUT tertiaire	0,9212	0,000	0,105
BTS-DUT industriel	0,4665	0,0001	0,017
2d cycle LSH, gestion	0,4715	0,0000	0,113
2d cycle math, Sc, techn	0,3726	0,026	0,015
3me cycle LSH, gestion	0,7145	0,0000	0,056
Ecole de commerce	0,6715	0,0000	0,013
3me cycle math, Sc, techn	0,4875	0,0000	0,023
Ecole d'ingénieur	0,5067	0,0001	0,011
Situation de la mère en fin de FI (réf. En emploi)			
Ne travaille pas	-0,0989	0,0000	0,376
Décédé	-0,0698	0,347	0,015
NVPD	-0,0434	0,572	0,017
Père né à l'étranger	-0,0816	0,0035	0,164
Profession du père en fin de FI (réf ouvrier)			
agriculteur	-0,0807	0,077	0,047
Artisan, commerçant, Che d'ent.	0,0244	0,47	0,108
Cadre, ingénieur, Prof. libérale	-0,0443	0,16	0,165
Technicien, agent de maîtrise, VRP,PI	-0,0276	0,46	0,0799
employé	0,0113	0,67	0,265
NSP	-0,0851	0,144	0,106
Situation du père en fin de FI (réf. en emploi)			
Ne travaille pas	-0,101	0,0002	0,147
Décédé	0,1304	0,062	0,0445
NVPD	-0,0032	0,97	0,032
Log L	- 13 274,35		
N	21 602		

\* Age nul en l'absence du bac.

**Tableau 3 :**  
**Équation de salaire en 98 corrigée de la sélection d'emploi dans le secteur privé en 1998**  
**pour les hommes**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	8,645	0,000	
En couple avant l'accès à l'emploi	0,0345	0,000	0,141
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0395	0,028	0,114
Province	-0,0862	0,0000	0,834
Service national effectué	-0,0042	0,63	0,113
<i>Diplôme (réf. Non qualifié)</i>			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,0109	0,47	0,082
CAP-BEP tertiaire	0,0262	0,265	0,045
CAP-BEP industriel	0,0285	0,183	0,211
Bac non diplômé	0,0277	0,209	0,041
Bac tertiaire	0,0649	0,015	0,034
Bac industriel	0,0451	0,078	0,11
Bac +1, +2 non diplômé	0,0505	0,0023	0,086
Santé, social niveau III	0,276	0,000	0,016
Deug, Deust	0,0781	0,000	0,018
BTS-DUT tertiaire	0,0679	0,0000	0,055
BTS-DUT industriel	0,0642	0,0000	0,079
2d cycle LSH, gestion	0,122	0,000	0,040
2d cycle math, Sc, techn	0,124	0,0000	0,016
3me cycle LSH, gestion	0,222	0,096	0,033
Ecole de commerce	0,269	0,0000	0,0148
3me cycle math, Sc, techn	0,266	0,0089	0,036
Ecole d'ingénieur	0,257	0,355	0,028
Nombre de mois en FI	0,00236	0,096	6,52
Durée de présence dans l'emploi	0,00141	0,000	21,5
Emploi pendant les études	0,0972	0,009	0,0047
Stage pendant les études	0,0069	0,355	0,538
<i>Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)</i>			
10 à 49	0,031	0,000	0,264
50 à 199	0,0647	0,000	0,178
200 à 499	0,093	0,000	0,099
500 et plus	0,139	0,000	0,124
<i>Taille inconnue</i>	0,0707	0,000	0,039
Taille (autre)	0,0322	0,038	0,039
Temps de travail (réf. temps plein)			
50 % d'un temps plein	-0,394	0,000	0,041
Moins d'un mi-temps	-0,619	0,000	0,012
80 % d'un temps plein	-0,233	0,000	0,028
60 % d'un temps plein	-0,385	0,000	0,012
<i>Statut de l'emploi à l'embauche (CDI en référence)</i>			
CDD, saisonnier	-0,0272	0,000	0,354
Contrat aidé + apprenti	-0,226	0,000	0,060
Intérim	0,0355	0,0001	0,147
Sans contrat, autre	-0,0609	0,0191	0,009
Salariés sous vos ordres (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0117	0,0523	0,217
De 6 à 10	0,0184	0,216	0,028
Plus de 10	0,0349	0,01	0,035
Secteur d'activité (commerce en référence):			

Industries agricoles et alimentaires	0,00687	0,645	0,034
Industries des biens de consommation	0,0139	0,237	0,063
Industrie automobile	0,00009	0,99	0,032
Industries des biens d'équipement	0,0427	0,01	0,029
Industries des biens intermédiaires	0,0052	0,68	0,059
Energie	0,00568	0,59	0,105
Construction	0,144	0,000	0,008
Transports	-0,0349	0,0002	0,184
Activités financières	0,0707	0,000	0,033
Activités immobilières	0,047	0,226	0,018
Services aux entreprises	0,0199	0,618	0,003
Services aux particuliers	0,0168	0,132	0,129
Education, santé, action sociale	-0,0285	0,0283	0,082
Administration	0,0186	0,309	0,047
Indéterminé	0,00346	0,9	0,009
Emploi de vacances	0,0166	0,45	0,013
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,313	0,000	0,018
Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise.	0,337	0,000	0,026
Ingénieurs et cadres techniques d'ent.	0,316	0,000	0,073
Prof. Intermédiaires de la santé	0,064	0,006	0,029
Prof. Intermédiaires administratives	0,0955	0,0002	0,011
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,11	0,000	0,062
Techniciens et contremaîtres	0,108	0,000	0,091
Employés d'administrations	0,0148	0,43	0,022
Employés administratifs d'entreprise	-0,00061	0,966	0,041
Employés de commerce	-0,0235	0,112	0,039
Ouvriers qualifiés industriels	0,0467	0,000	0,086
Employés des services aux particuliers			
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	-0,0168	0,366	0,029
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	0,030	0,0005	0,169
	0,0343	0,148	0,038
Lambda	0,0412	0,313	0,993
N	8 981		
Moyenne de la dépendante (LogW98)	8,802		
R <sup>2</sup> ajusté	0,547		

**Tableau 4 :**  
**Équation de salaire en 98 corrigée de la sélection d'emploi dans le secteur privé en 1998 pour les femmes**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	8,5780	0,0000	
En couple avant l'accès à l'emploi	0,0125	0,0738	0,2631
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0155	0,3132	0,1021
Province	-0,0770	0,0000	0,8340
Service national effectué	-0,0116	0,8098	0,0039
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,0323	0,2546	0,0307
CAP-BEP tertiaire	0,0399	0,2080	0,1025
CAP-BEP industriel	0,0335	0,3818	0,0146
Bac non diplômé	0,0795	0,0441	0,0251
Bac tertiaire	0,0867	0,0345	0,1328
Bac industriel	0,0589	0,1919	0,0080

Bac +1, +2 non diplômé	0,0566	0,1131	0,1306
Santé, social niveau III	0,3244	0,0000	0,1055
Deug, Deust	0,0903	0,0226	0,0276
BTS-DUT tertiaire	0,1242	0,0072	0,1495
BTS-DUT industriel	0,1069	0,0094	0,0158
2d cycle LSH, gestion	0,1423	0,0000	0,1070
2d cycle math, Sc, techn	0,0995	0,0141	0,0129
3me cycle LSH, gestion	0,2694	0,0000	0,0654
Ecole de commerce	0,2785	0,0000	0,0173
3me cycle math, Sc, techn	0,2567	0,0000	0,0208
Ecole d'ingénieur	0,3057	0,0000	0,0109
Nombre de mois en FI en 98	0,0011	0,4642	6.7679625
Ancienneté	0,0026	0,0000	21.436193
Emploi en cours de FI	-0,0804	0,0036	0,0127
Stage en cours de FI	0,0032	0,6635	0,6800
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0195	0,0290	0,2408
50 à 199	0,0464	0,0000	0,1823
200 à 499	0,0851	0,0000	0,0953
500 et plus	0,1149	0,0000	0,0889
Taille inconnue	0,0533	0,0001	0,0638
Taille autre	0,0610	0,0000	0,0912
Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)			
50 % d'un temps plein	-0,3785	0,0000	0,1087
Moins d'un mi-temps	-0,5566	0,0000	0,0421
80 % d'un temps plein	-0,2381	0,0000	0,0843
60 % d'un temps plein	-0,3763	0,0000	0,0330
Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)			
CDD, saisonnier	-0,0112	0,1108	0,4605
Contrats aidés + apprentis	-0,2253	0,0000	0,0725
Intérim	0,0219	0,0973	0,0791
Sans contrat, autre	-0,1655	0,0000	0,0115
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0325	0,0001	0,1694
De 6 à 10	0,0603	0,0013	0,0268
Plus de 10	0,0241	0,1902	0,0276
Secteur d'activité (commerce en référence) :			
Industries agricoles et alimentaires	0,0025	0,9474	0,0113
Industries des biens de consommation	-0,0085	0,7666	0,0390
Industrie automobile	0,0469	0,1092	0,0312
Industries des biens d'équipement	0,0646	0,1379	0,0070
Industries des biens intermédiaires	0,0213	0,5271	0,0157
Energie	0,0367	0,2005	0,0355
Construction	0,0969	0,0329	0,0060
Transports	-0,0033	0,8948	0,2395
Activités financières	0,0260	0,3763	0,0298
Activités immobilières	0,0687	0,0140	0,0425
Services aux entreprises	0,0643	0,0975	0,0095
Services aux particuliers	0,0127	0,6161	0,1197
Education, santé, action sociale	-0,0108	0,6910	0,1319
Administration	0,0312	0,2387	0,2331
Indéterminé	0,0110	0,7301	0,0218
Emploi de vacances	0,0241	0,5257	0,0102
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,2611	0,0000	0,0375
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,2736	0,0000	0,0283
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,3433	0,0000	0,0291
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0693	0,0001	0,1472
Prof. Intermédiaires administratives	0,0427	0,1066	0,0182
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,0873	0,0000	0,1076

Techniciens et contremaîtres	0,1340	0,0000	0,0272
Employés d'administrations	0,0456	0,0114	0,0741
Employés administratifs d'entreprise	0,0015	0,9156	0,1576
Employés de commerce	-0,0213	0,1435	0,1444
Ouvriers qualifiés industriels	0,0166	0,5735	0,0115
Employés des services aux particuliers	-0,0400	0,0305	0,1015
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0580	0,0478	0,0131
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs	-0,0076	0,8404	0,0067
Correction de la sélection	-0,0029	0,9499	1.01473
R2 ajusté	0,5710		

**Tableau 5 :**  
**Modèle Probit : Probabilité d'être salarié dans le secteur privé en 98 et en 2001**  
**par rapport à chômeur pour les hommes**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	-0,6264	0,0000	
Nombre de mois en FI en 98	0,0099	0,0438	6,4333
Age au bac	0,0069	0,2088	8,0714
Emploi en cours de FI	0,2119	0,1383	0,0034
Stage en cours de FI	-0,1576	0,0000	0,5766
Né à l'étranger	0,1355	0,0029	0,0439
Région de résidence en fin de FI (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0799	0,0671	0,1160
Province	-0,0800	0,0595	0,8739
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,2116	0,0000	0,1038
CAP-BEP tertiaire	0,5619	0,0000	0,0392
CAP-BEP industriel	0,5728	0,0000	0,1749
Bac non diplômé	0,4974	0,0000	0,0378
Bac tertiaire	0,6605	0,0000	0,0270
Bac industriel	0,7440	0,0000	0,0811
Bac +1, +2 non diplômé	0,1351	0,2171	0,0986
Santé, social niveau III	0,1424	0,2635	0,0149
Deug, Deust	0,2696	0,0290	0,0177
BTS-DUT tertiaire	0,4990	0,0000	0,0483
BTS-DUT industriel	0,3804	0,0006	0,0780
2d cycle LSH, gestion	0,0611	0,5855	0,0500
2d cycle math, Sc, techn	0,1684	0,1688	0,0193
3me cycle LSH, gestion	0,3736	0,0010	0,0319
Ecole de commerce	0,5493	0,0000	0,0133
3me cycle math, Sc, techn	0,4283	0,0002	0,0327
Ecole d'ingénieur	0,2478	0,0287	0,0341
Situation de la mère en fin de FI (réf. En emploi)			
Ne travaille pas	-0,0505	0,0060	0,3811
Décédé	-0,0587	0,4261	0,0139
NVPD	-0,0685	0,3528	0,0174
Père né à l'étranger	-0,1146	0,0000	0,1709
Profession du père en fin de FI (réf ouvrier)			
agriculteur	-0,0510	0,2335	0,0476
Artisan, commerçant, Che d'ent.	0,0138	0,6558	0,1117
Cadre, ingénieur, Prof. libérale	-0,0895	0,0028	0,1626
Technicien, agent de maîtrise, VRP,PI	-0,0185	0,5898	0,0861
employé	-0,0567	0,0207	0,2583
NSP	-0,1324	0,0196	0,0946
Situation du père en fin de FI (réf. en emploi)			
Ne travaille pas	-0,1213	0,0000	0,1317
Décédé	0,0226	0,7445	0,0409
NVPD	-0,1457	0,0676	0,0267
Log L	-14848,3		



N

23 732

**Tableau 6 : Modèle *Probit* : Probabilité d'être salarié dans le secteur privé en 98 et en 2001 par rapport à chômeur pour les femmes**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	-1,0678	0,0000	
Nombre de mois en FI en 98	0,0036	0,4592	6,5599
Age au bac	0,0134	0,0084	10,4337
Emploi en cours de FI	0,0286	0,7591	0,0099
Stage en cours de FI	-0,0735	0,0005	0,6786
Né à l'étranger	-0,1126	0,0349	0,0427
Région de résidence en fin de FI (réf. Paris)			
Ile de France	0,0298	0,5465	0,1021
Province	-0,0737	0,1173	0,8842
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,2901	0,0000	0,0613
CAP-BEP tertiaire	0,5834	0,0000	0,1265
CAP-BEP industriel	0,5511	0,0000	0,0199
Bac non diplômé	0,7592	0,0000	0,0255
Bac tertiaire	0,9471	0,0000	0,1093
Bac industriel	0,5283	0,0000	0,0103
Bac +1, +2 non diplômé	0,4844	0,0000	0,1297
Santé, social niveau III	0,8562	0,0000	0,0614
Deug, Deust	0,4727	0,0001	0,0265
BTS-DUT tertiaire	0,9186	0,0000	0,1067
BTS-DUT industriel	0,4488	0,0003	0,0172
2d cycle LSH, gestion	0,4126	0,0001	0,1096
2d cycle math, Sc, techn	0,3330	0,0091	0,0155
3me cycle LSH, gestion	0,6772	0,0000	0,0563
Ecole de commerce	0,6697	0,0000	0,0164
3me cycle math, Sc, techn	0,4536	0,0002	0,0224
Ecole d'ingénieur	0,5155	0,0001	0,0118
Situation de la mère en fin de FI (réf. En emploi)			
Ne travaille pas	-0,1007	0,0000	0,3786
Décédé	-0,0846	0,2721	0,0155
NVPD	-0,0492	0,5364	0,0176
Père né à l'étranger	-0,0896	0,0020	0,1662
Profession du père en fin de FI (réf ouvrier)			
agriculteur	0,1225	0,0092	0,0468
Artisan, commerçant, Che d'ent.	0,0455	0,1906	0,1091
Cadre, ingénieur, Prof. libérale	-0,0199	0,5414	0,1649
Technicien, agent de maîtrise, VRP,PI	0,0494	0,2051	0,0781
employé	0,0274	0,3157	0,2638
NSP	-0,0935	0,1220	0,1069
Situation du père en fin de FI (réf. en emploi)			
Ne travaille pas	-0,0759	0,0069	0,1476
Décédé	0,1565	0,0312	0,0445
NVPD	0,0294	0,7168	0,0323
Log L	-12304,3		
N	20508		

**Tableau 7 : Équation de progression de gains 98-2001 corrigée de la sélection d'emploi dans le secteur privé aux deux dates pour les hommes**

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	-0,2561	0,0000	
Région de l'emploi (réf. Paris)	-0,0246	0,0475	0,1155
Ile de France	-0,0890	0,0000	0,8235
Province	0,9256	0,0000	0,0604
Décile 1	0,4716	0,0000	0,1477
Décile 2	0,4305	0,0000	0,0597
Décile 3	0,3933	0,0000	0,1034
Décile 4	0,3520	0,0000	0,1147
Décile 5	0,3035	0,0000	0,1554
Décile 6	0,2511	0,0000	0,0810
Décile 7	0,2054	0,0000	0,0849
Décile 8	0,1450	0,0000	0,0823
Décile 9	0,0213	0,1425	0,0826
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,0427	0,0369	0,0453
CAP-BEP tertiaire	0,0713	0,0001	0,2120
CAP-BEP industriel	0,0743	0,0002	0,0417
Bac non diplômé	0,1111	0,0000	0,0334
Bac tertiaire	0,0711	0,0008	0,1123
Bac industriel	0,1078	0,0000	0,0807
Bac +1, +2 non diplômé	0,1413	0,0000	0,0121
Santé, social niveau III	0,1633	0,0000	0,0171
Deug, Deust	0,1431	0,0000	0,0563
BTS-DUT tertiaire	0,1344	0,0000	0,0812
BTS-DUT industriel	0,1595	0,0000	0,0377
2d cycle LSH, gestion	0,1931	0,0000	0,0162
2d cycle math, Sc, techn	0,2477	0,0000	0,0330
3me cycle LSH, gestion	0,2801	0,0000	0,0160
Ecole de commerce	0,2142	0,0000	0,0356
3me cycle math, Sc, techn	0,1927	0,0000	0,0305
Ecole d'ingénieur	-0,0014	0,0000	22,488
Ancienneté	0,0303	0,0000	0,2668
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0332	0,0000	0,1784
50 à 199	0,0234	0,0153	0,0996
200 à 499	0,0341	0,0002	0,1288
500 et plus	-0,0127	0,3557	0,0376
Taille inconnue	0,0118	0,3961	0,0387
Taille autre	0,0353	0,0000	0,2320
A suivi une FPC à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	-0,0197	0,2206	0,0387
Non réponse	-0,2290	0,0000	0,0272
<i>Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	-0,3645	0,0000	0,0074
Moins d'un mi-temps	-0,1144	0,0000	0,0216
80 % d'un temps plein	-0,1804	0,0000	0,0076
60 % d'un temps plein	-0,0770	0,0000	0,0984
<i>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonnier	-0,2817	0,0000	0,0336
Contrats aidés + apprentis	0,0158	0,1766	0,0520
Intérim	-0,1463	0,0000	0,0048
Sans contrat, autre	0,0465	0,0000	0,2225
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0815	0,0000	0,0292
De 6 à 10	0,0518	0,0001	0,0369
Plus de 10	0,1570	0,0000	0,0175

PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,2449	0,0000	0,0433
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,2492	0,0000	0,0958
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,0665	0,0022	0,0271
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0241	0,2986	0,0127
Prof. Intermédiaires administratives	0,0973	0,0000	0,0808
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,1140	0,0000	0,1089
Techniciens et contremaîtres	-0,0006	0,9730	0,0204
Employés d'administrations	0,0419	0,0050	0,0370
Employés administratifs d'entreprise	-0,0477	0,0039	0,0260
Employés de commerce	0,0700	0,0000	0,0981
Ouvriers qualifiés industriels	-0,0296	0,1585	0,0151
Employés des services aux particuliers	0,0148	0,0827	0,1574
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0361	0,0028	0,0531
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	0,0162	0,1741	0,0744
Changement de PCS	0,0356	0,0009	0,0912
Changement de fonction	0,0024	0,4461	1,9837686
Nombre de séquence d'emploi	-0,0062	0,0000	0,7028
Nombre de mois au chômage	-0,0050	0,0032	0,3186
Nombre de mois en inactivité	-0,0364	0,0000	0,1052
Correction de la sélection	0,0564	0,0644	1.0342041
R2 ajusté	0,4370		
N	8194		

**Tableau 8 : Équation de progression de gains 98-2001 corrigée de la sélection d'emploi dans le secteur privé aux deux dates pour les femmes**

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	-0,2399	0,0017	
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0275	0,0502	0,1079
Province	-0,1186	0,0000	0,8168
Décile1	0,9067	0,0000	0,1505
Décile 2	0,4961	0,0000	0,1890
Décile 3	0,4394	0,0000	0,0529
Décile 4	0,4114	0,0000	0,0938
Décile 5	0,3476	0,0000	0,0947
Décile 6	0,3292	0,0000	0,1044
Décile 7	0,2594	0,0000	0,0727
Décile 8	0,2249	0,0000	0,0797
Décile 9	0,1364	0,0000	0,0790
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	-0,0106	0,6944	0,0327
CAP-BEP tertiaire	0,0150	0,6077	0,1044
CAP-BEP industriel	0,0122	0,7347	0,0155
Bac non diplômé	0,0358	0,3306	0,0261
Bac tertiaire	0,0460	0,2229	0,1362
Bac industriel	0,0014	0,9730	0,0083
Bac +1, +2 non diplômé	0,0612	0,0603	0,1284
Santé, social niveau III	0,1665	0,0001	0,0882
Deug, Deust	0,1272	0,0005	0,0264
BTS-DUT tertiaire	0,1076	0,0119	0,1596
BTS-DUT industriel	0,1123	0,0038	0,0164
2d cycle LSH, gestion	0,1507	0,0000	0,1012
2d cycle math, Sc, techn	0,1909	0,0000	0,0129
3me cycle LSH, gestion	0,2006	0,0000	0,0671
Ecole de commerce	0,2065	0,0000	0,0192
3me cycle math, Sc, techn	0,2171	0,0000	0,0211
Ecole d'ingénieur	0,2078	0,0000	0,0121

Ancienneté	-0,0005	0,2125	23.5985
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0065	0,4481	0,2425
50 à 199	0,0057	0,5468	0,1843
200 à 499	0,0085	0,4621	0,0976
500 et plus	0,0329	0,0072	0,0911
Taille inconnue	-0,0099	0,4822	0,0549
Taille autre	0,0191	0,1228	0,0861
A suivi une FPC à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	0,0146	0,0478	0,2137
Non réponse	-0,0345	0,0539	0,0367
<i>Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	-0,2221	0,0000	0,0867
Moins d'un mi-temps	-0,2853	0,0000	0,0233
80 % d'un temps plein	-0,1354	0,0000	0,0720
60 % d'un temps plein	-0,2141	0,0000	0,0276
<i>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonnier	-0,0896	0,0000	0,1473
Contrats aidés + apprentis	-0,2070	0,0000	0,0471
Intérim	-0,0019	0,9183	0,0292
Sans contrat, autre	-0,0534	0,2632	0,0038
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0420	0,0000	0,1699
De 6 à 10	0,0840	0,0000	0,0256
Plus de 10	0,1232	0,0000	0,0288
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,1698	0,0000	0,0397
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,2327	0,0000	0,0532
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,2293	0,0000	0,0396
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0636	0,0003	0,1349
Prof. Intermédiaires administratives	0,0472	0,0587	0,0194
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,0831	0,0000	0,1396
Techniciens et contremaîtres	0,1006	0,0000	0,0386
Employés d'administrations	0,0395	0,0160	0,0724
Employés administratifs d'entreprise	0,0191	0,1767	0,1814
Employés de commerce	-0,0724	0,0000	0,1090
Ouvriers qualifiés industriels	0,0432	0,0941	0,0158
Employés des services aux particuliers	-0,0706	0,0000	0,0659
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0236	0,4353	0,0114
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	0,0055	0,8736	0,0079
Changement de PCS	0,0256	0,0813	0,0686
Changement de fonction	0,0158	0,2198	0,0885
Nombre de séquence d'emploi	0,0075	0,0380	1.94347
Nombre de mois au chômage	-0,0054	0,0000	0,9986
Nombre de mois en inactivité	-0,0075	0,0000	0,3976
Service national effectué	0,0462	0,3335	0,0038
Correction de la sélection	0,0137	0,7401	1.06129
R2 ajusté	0,4667		
N	6 599		

**Tableau 9 : Équation de gains 2001 corrigée de la sélection d'emploi dans le secteur privé aux deux dates pour les hommes**

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	8,8335	0,0000	
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0397	0,0030	0,1155
Province	-0,1296	0,0000	0,8235
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1 <sup>re</sup>	0,0274	0,0804	0,0826
CAP-BEP tertiaire	0,0516	0,0194	0,0453
CAP-BEP industriel	0,0804	0,0000	0,2120
Bac non diplômé	0,0940	0,0000	0,0417
Bac tertiaire	0,1379	0,0000	0,0334
Bac industriel	0,0885	0,0001	0,1123
Bac +1, +2 non diplômé	0,1313	0,0000	0,0807
Santé, social niveau III	0,2829	0,0000	0,0121
Deug, Deust	0,1990	0,0000	0,0171
BTS-DUT tertiaire	0,1833	0,0000	0,0563
BTS-DUT industriel	0,1732	0,0000	0,0812
2d cycle LSH, gestion	0,2403	0,0000	0,0377
2d cycle math, Sc, techn	0,2720	0,0000	0,0162
3me cycle LSH, gestion	0,4081	0,0000	0,0330
Ecole de commerce	0,4457	0,0000	0,0160
3me cycle math, Sc, techn	0,4092	0,0000	0,0356
Ecole d'ingénieur	0,3841	0,0000	0,0305
Ancienneté	-0,0011	0,0012	22,488
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0451	0,0000	0,2668
50 à 199	0,0648	0,0000	0,1784
200 à 499	0,0729	0,0000	0,0996
500 et plus	0,1126	0,0000	0,1288
Taille inconnue	0,0275	0,0625	0,0376
Taille autre	0,0383	0,0104	0,0387
A suivi une FPC à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	0,0298	0,0000	0,2320
Non réponse	-0,0376	0,0297	0,0387
<i>Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	-0,2865	0,0000	0,0272
Moins d'un mi-temps	-0,4740	0,0000	0,0074
80 % d'un temps plein	-0,1381	0,0000	0,0216
60 % d'un temps plein	-0,2227	0,0000	0,0076
<i>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonnier	-0,0822	0,0000	0,0984
Contrats aidés + apprentis	-0,3088	0,0000	0,0336
Intérim	0,0307	0,0151	0,0520
Sans contrat, autre	-0,1173	0,0022	0,0048
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0495	0,0000	0,2225
De 6 à 10	0,0940	0,0000	0,0292
Plus de 10	0,0632	0,0000	0,0369
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,2503	0,0000	0,0175
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,3377	0,0000	0,0433
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,3465	0,0000	0,0958
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0754	0,0013	0,0271
Prof. Intermédiaires administratives	0,0620	0,0131	0,0127
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,1094	0,0000	0,0808
Techniciens et contremaîtres	0,1304	0,0000	0,1089
Employés d'administrations	-0,0072	0,7179	0,0204

Employés administratifs d'entreprise	0,0330	0,0404	0,0370
Employés de commerce	-0,0630	0,0004	0,0260
Ouvriers qualifiés industriels	0,0836	0,0000	0,0981
Employés des services aux particuliers	-0,0271	0,2296	0,0151
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0207	0,0245	0,1574
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	0,0441	0,0007	0,0531
Changement de PCS	-0,0173	0,1756	0,0744
Changement de fonction	0,0385	0,0008	0,0912
Nombre de séquence d'emploi	-0,0013	0,7087	1,9838
Nombre de mois au chômage	-0,0076	0,0000	0,7028
Nombre de mois en inactivité	-0,0032	0,0786	0,3186
Service national effectué	-0,0538	0,0000	0,1052
Correction de la sélection	0,0597	0,0688	1,0342
R2 ajusté	0,5807		

**Tableau 10 : Équation de gains 2001 corrigée de la sélection d'emploi dans le secteur privé aux deux dates pour les femmes**

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	8,8557	0,0000	
<b>Région de l'emploi (réf. Paris)</b>			
Ile de France	-0,0328	0,0172	0,1079
Province	-0,1469	0,0000	0,8168
<b>Diplôme (réf. Non qualifié)</b>			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1 <sup>re</sup>	0,0022	0,9333	0,0327
CAP-BEP tertiaire	0,0315	0,2734	0,1044
CAP-BEP industriel	0,0154	0,6640	0,0155
Bac non diplômé	0,0414	0,2516	0,0261
Bac tertiaire	0,0737	0,0466	0,1362
Bac industriel	0,0579	0,1660	0,0083
Bac +1, +2 non diplômé	0,0753	0,0185	0,1284
<b>Santé, social niveau III</b>			
Deug, Deust	0,1509	0,0000	0,0264
BTS-DUT tertiaire	0,1529	0,0003	0,1596
BTS-DUT industriel	0,1685	0,0000	0,0164
2d cycle LSH, gestion	0,2020	0,0000	0,1012
2d cycle math, Sc, techn	0,2121	0,0000	0,0129
3me cycle LSH, gestion	0,3251	0,0000	0,0671
Ecole de commerce	0,3414	0,0000	0,0192
3me cycle math, Sc, techn	0,3499	0,0000	0,0211
Ecole d'ingénieur	0,3796	0,0000	0,0121
Ancienneté	0,0000	0,9639	23,598
<b>Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)</b>			
10 à 49	0,0258	0,0023	0,2425
50 à 199	0,0369	0,0001	0,1843
200 à 499	0,0607	0,0000	0,0976
500 et plus	0,0992	0,0000	0,0911
Taille inconnue	0,0186	0,1793	0,0549
Taille autre	0,0629	0,0000	0,0861
A suivi une FPC à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	0,0077	0,2864	0,2137
Non réponse	-0,0515	0,0033	0,0367
<b>Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)</b>			
50 % d'un temps plein	-0,2658	0,0000	0,0867
Moins d'un mi-temps	-0,4211	0,0000	0,0233
80 % d'un temps plein	-0,1739	0,0000	0,0720
60 % d'un temps plein	-0,2785	0,0000	0,0276
<b>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</b>			
CDD, saisonnier	-0,0886	0,0000	0,1473
Contrats aidés + apprentis	-0,2523	0,0000	0,0471
Intérim	0,0091	0,6127	0,0292

Sans contrat, autre	-0,1303	0,0054	0,0038
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0524	0,0000	0,1699
De 6 à 10	0,0893	0,0000	0,0256
Plus de 10	0,1073	0,0000	0,0288
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,2492	0,0000	0,0397
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,3268	0,0000	0,0532
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,3462	0,0000	0,0396
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0785	0,0000	0,1349
Prof. Intermédiaires administratives	0,0386	0,1145	0,0194
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,0993	0,0000	0,1396
Techniciens et contremaîtres	0,1434	0,0000	0,0386
Employés d'administrations	0,0383	0,0170	0,0724
Employés administratifs d'entreprise	0,0135	0,3317	0,1814
Employés de commerce	-0,0807	0,0000	0,1090
Ouvriers qualifiés industriels	0,0416	0,1001	0,0158
Employés des services aux particuliers	-0,0803	0,0000	0,0659
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0596	0,0449	0,0114
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	0,0173	0,6125	0,0079
Changement de PCS	-0,0224	0,1193	0,0686
Changement de fonction	0,0423	0,0008	0,0885
Nombre de séquence d'emploi	-0,0020	0,5702	1,9433
Nombre de mois au chômage	-0,0062	0,0000	0,9986
Nombre de mois en inactivité	-0,0061	0,0002	0,3976
Service national effectué	0,0367	0,4334	0,0038
Correction de la sélection	-0,0106	0,7930	1,0612
R2 ajusté	0,6148		

**Tableau 11 : Modèle *Probit* : Probabilité de ne pas être mobile entre l'emploi de 98 et celui de 2001 pour les hommes salariés du secteur privé**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	0,1507	0,175	
Emploi en cours de FI	-0,2145	0,346	0,0041
Stage en cours de FI	-0,0717	0,037	0,539
Né à l'étranger	-0,0717	0,333	0,0414
Région de résidence en fin de FI (réf. Paris)			
Ile de France	0,0884	0,251	0,108
Province	0,1546	0,040	0,879
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,0036	0,963	0,082
CAP-BEP tertiaire	-0,0959	0,308	0,0452
CAP-BEP industriel	-0,0122	0,859	0,212
Bac non diplômé	0,0328	0,739	0,041
Bac tertiaire	0,1454	0,174	0,033
Bac industriel	0,0310	0,686	0,112
Bac +1, +2 non diplômé	-0,0997	0,246	0,080
Santé, social niveau III	0,0501	0,801	0,012
Deug, Deust	-0,0095	0,946	0,017
BTS-DUT tertiaire	-0,0241	0,806	0,056
BTS-DUT industriel	-0,1601	0,078	0,081
2d cycle LSH, gestion	-0,1806	0,097	0,037
2d cycle math, Sc, techn	-0,0332	0,818	0,016
3me cycle LSH, gestion	-0,1883	0,118	0,032
Ecole de commerce	-0,3291	0,024	0,016
3me cycle math, Sc, techn	-0,2810	0,025	0,035
Ecole d'ingénieur	-0,235	0,0723	0,030
Taille de l'entreprise de 98 (réf. – de 10 salariés)			
10 – 49 salariés	0,0496	0,242	0,266

50 – 199 salariés	0,0843	0,088	0,178
200 – 499 salariés	0,1635	0,007	0,099
+ de 500 salariés	0,3293	0,000	0,128
inconnue	-0,1203	0,179	0,037
Administrations	0,3820	0,0001	0,038
<i>Temps de travail à l'embauche 98</i>			
<i>(réf. Temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	0,0100	0,898	0,039
Moins d'un mi-temps	0,0293	0,840	0,011
80 % d'un temps plein	0,0225	0,814	0,026
60 % d'un temps plein	0,1083	0,463	0,010
<i>Statut à l'embauche (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonniers	-0,3490	0,000	0,344
Contrats aidés, apprentis	-0,5489	0,000	0,060
Intérim	-0,8836	0,000	0,146
Sans contrat, autres	-0,2991	0,069	0,008
<i>Secteurs d'activité (réf. Commerce)</i>			
Industries agricole et alimentaire	-0,0114	0,904	0,032
Industries des biens de consommation	-0,2975	0,000	0,061
Industrie automobile	-0,0351	0,712	0,033
Industries des biens d'équipement	-0,1434	0,158	0,038
Industries des biens intermédiaires	-0,1110	0,143	0,061
Energie	-0,0728	0,259	0,108
Construction	0,2195	0,222	0,009
Transports	-0,1136	0,045	0,184
Activités financières	-0,0362	0,713	0,0334
Activités immobilières	-0,1085	0,383	0,0194
Services aux entreprises	-0,2864	0,233	0,003
Services aux particuliers	-0,2238	0,001	0,129
Education, santé, action sociale	-0,5815	0,000	0,080
Administration	-0,0372	0,749	0,041
Indéterminé	0,0934	0,586	0,009
Emploi de vacances	-0,3034	0,029	0,013
<i>PSC à l'embauche 98 (réf. Ouvrier non qualifié)</i>			
Prof. Libérales et professeurs	0,741	0,000	0,016
Cadres administratifs et com. d'entr.	0,4560	0,000	0,026
Ingénieurs et cadres techn d'entr.	0,3669	0,000	0,077
Prof. Intermédiaires de la santé	0,2797	0,050	0,025
Prof. intermédiaires administratives	0,4309	0,004	0,011
Prof. intermédiaires administratives et com d'entr.	-0,0441	0,574	0,064
Techn et contremaître	0,2305	0,000	0,093
Employés d'administration	-0,0078	0,950	0,020
Employés administratifs d'entr.	0,1430	0,116	0,040
Employés de commerce	-0,1083	0,243	0,038
Ouvriers qualifiés industriels	0,1717	0,005	0,088
Employés des services aux particuliers	0,0257	0,825	0,029
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0268	0,604	0,173
Ouvriers qualifiés manutentionnaire et chauffeur	0,2003	0,022	0,037
Service National effectué	-2,4274	0,000	0,105
Log L	- 4 794,9		
N	8 194		



**Tableau 12 :**  
**Modèle *Probit* : Probabilité d'être stable dans le secteur privé entre 98 et 2001 par rapport à mobile pour les femmes**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	0,1436	0,4520	
Emploi en cours de FI	-0,1385	0,4105	0,0097
Stage en cours de FI	-0,2047	0,0000	0,6843
Né à l'étranger	0,2428	0,0124	0,0286
<i>Région de résidence en fin de FI (réf. Paris)</i>			
Ile de France	-0,0803	0,3336	0,1049
Province	0,0512	0,5182	0,8780
<i>Diplôme (réf. Non qualifié)</i>			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	-0,0274	0,8381	0,0327
CAP-BEP tertiaire	-0,1289	0,2578	0,1044
CAP-BEP industriel	-0,0228	0,8898	0,0155
Bac non diplômé	-0,1168	0,4107	0,0261
Bac tertiaire	-0,1515	0,1825	0,1362
Bac industriel	-0,0763	0,7086	0,0083
Bac +1, +2 non diplômé	-0,3707	0,0011	0,1284
Santé, social niveau III	-0,2946	0,0360	0,0882
Deug, Deust	-0,3834	0,0083	0,0264
BTS-DUT tertiaire	-0,4994	0,0000	0,1596
BTS-DUT industriel	-0,3969	0,0177	0,0164
2d cycle LSH, gestion	-0,4888	0,0000	0,1012
2d cycle math, Sc, techn	-0,5305	0,0031	0,0129
3me cycle LSH, gestion	-0,4268	0,0016	0,0671
Ecole de commerce	-0,5163	0,0018	0,0192
3me cycle math, Sc, techn	-0,5529	0,0011	0,0211
Ecole d'ingénieur	-0,6963	0,0005	0,0121
<i>Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)</i>			
10 à 49	0,0324	0,4943	0,2425
50 à 199	0,0431	0,4155	0,1843
200 à 499	0,1733	0,0073	0,0976
500 et plus	0,2536	0,0002	0,0911
Taille inconnue	-0,1057	0,1790	0,0549
Taille (autre)	0,2513	0,0007	0,0861
<i>Temps de travail (réf. temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	-0,0941	0,0867	0,1047
Moins d'un mi-temps	-0,1832	0,0354	0,0383
80 % d'un temps plein	-0,0444	0,4646	0,0824
60 % d'un temps plein	0,0857	0,3452	0,0330
<i>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonnier	-0,3953	0,0000	0,4460
Contrats aidés + apprentis	-0,4870	0,0000	0,0755
Intérim	-0,8515	0,0000	0,0785
Sans contrat, autre	-1,0339	0,0000	0,0111
<i>Secteur d'activité (commerce en référence) :</i>			
Industries agricoles et alimentaires	0,0306	0,8787	0,0115
Industries des biens de consommation	0,0945	0,5300	0,0399
Industrie automobile	0,1768	0,2531	0,0318
Industries des biens d'équipement	0,2882	0,2070	0,0073
Industries des biens intermédiaires	0,3687	0,0382	0,0159
Energie	0,2473	0,0992	0,0371
Construction	0,5212	0,0359	0,0064
Transports	0,1527	0,2447	0,2466
Activités financières	0,4448	0,0035	0,0327
Activités immobilières	0,2704	0,0634	0,0455
Services aux entreprises	0,1100	0,5830	0,0100

Services aux particuliers	0,1428	0,2789	0,1280
Education, santé, action sociale	-0,0806	0,5748	0,1303
Administration	0,3528	0,0113	0,2093
Indéterminé	0,1222	0,4737	0,0205
<i>PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)</i>			
Prof. Libérales, professeurs	0,8488	0,0000	0,0364
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,7676	0,0000	0,0314
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,6914	0,0000	0,0318
Prof. Intermédiaires de la santé	0,4238	0,0000	0,1306
Prof. Intermédiaires administratives	0,5292	0,0002	0,0168
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,3587	0,0000	0,1168
Techniciens et contremaîtres	0,4646	0,0001	0,0291
Employés d'administrations	0,2598	0,0081	0,0706
Employés administratifs d'entreprise	0,4048	0,0000	0,1664
Employés de commerce	0,0492	0,5318	0,1453
Ouvriers qualifiés industriels	0,2936	0,0591	0,0121
Employés des services aux particuliers	0,0088	0,9308	0,0985
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0379	0,8087	0,0133
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs	-0,0306	0,8795	0,0073
Log L	-4212,23		
N	6599		

**Tableau 13 :**  
**Équation de salaire en 98 corrigée de la sélection pour les hommes stables**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	8,6225	0,0000	
En couple avant l'accès à l'emploi	0,0253	0,0245	0,1641
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	0,0000	0,9987	0,1218
Province	-0,0550	0,0026	0,8212
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	-0,0071	0,7487	0,0817
CAP-BEP tertiaire	-0,0119	0,6604	0,0412
CAP-BEP industriel	-0,0112	0,5603	0,2222
Bac non diplômé	0,0482	0,0762	0,0369
Bac tertiaire	0,0493	0,0927	0,0364
Bac industriel	0,0142	0,5051	0,1099
Bac +1, +2 non diplômé	0,0241	0,3276	0,0646
Santé, social niveau III	0,2087	0,0000	0,0171
Deug, Deust	0,0272	0,4609	0,0176
BTS-DUT tertiaire	0,0338	0,2189	0,0548
BTS-DUT industriel	0,0241	0,3522	0,0632
2d cycle LSH, gestion	0,0754	0,0144	0,0393
2d cycle math, Sc, techn	0,1587	0,0000	0,0179
3me cycle LSH, gestion	0,1812	0,0000	0,0421
Ecole de commerce	0,2549	0,0000	0,0168
3me cycle math, Sc, techn	0,2609	0,0000	0,0453
Ecole d'ingénieur	0,2419	0,0000	0,0372
Nombre de mois en FI en 98	0,0010	0,6501	6,6155
Emploi en cours de FI	-0,0969	0,1180	0,0043
Stage en cours de FI	-0,0062	0,5212	0,5073
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0473	0,0001	0,2615
50 à 199	0,1007	0,0000	0,1706
200 à 499	0,1274	0,0000	0,0941

500 et plus	0,1899	0,0000	0,1476
Taille inconnue	0,1462	0,0000	0,0258
Taille autre	0,1023	0,0001	0,0515
Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)			
50 % d'un temps plein	-0,3126	0,0000	0,0358
Moins d'un mi-temps	-0,5241	0,0000	0,0111
80 % d'un temps plein	-0,1599	0,0000	0,0241
60 % d'un temps plein	-0,2579	0,0000	0,0100
Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)			
CDD, saisonnier	-0,0562	0,0000	0,3066
Contrats aidés + apprentis	-0,1918	0,0000	0,0515
Intérim	-0,0593	0,0563	0,0765
Sans contrat, autre	-0,1174	0,0106	0,0081
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0093	0,3087	0,2417
De 6 à 10	0,0063	0,7844	0,0298
Plus de 10	-0,0025	0,9007	0,0412
Secteur d'activité (commerce en référence) :			
Industries agricoles et alimentaires	-0,0138	0,5870	0,0317
Industries des biens de consommation	-0,0328	0,1307	0,0548
Industrie automobile	-0,0121	0,6340	0,0342
Industries des biens d'équipement	0,0277	0,3268	0,0271
Industries des biens intermédiaires	-0,0130	0,5304	0,0635
Energie	-0,0109	0,5370	0,1009
Construction	0,1293	0,0014	0,0138
Transports	-0,0415	0,0073	0,1845
Activités financières	0,0785	0,0027	0,0372
Activités immobilières	0,0544	0,0983	0,0214
Services aux entreprises	-0,1396	0,0435	0,0035
Services aux particuliers	-0,0043	0,8239	0,1405
Education, santé, action sociale	-0,0881	0,0025	0,0570
Administration	0,0367	0,2153	0,0543
Indéterminé	-0,0496	0,2216	0,0130
Emploi de vacances	0,0336	0,4187	0,0106
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,3462	0,0000	0,0233
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,3824	0,0000	0,0369
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,3173	0,0000	0,1012
Prof. Intermédiaires de la santé	0,1051	0,0046	0,0350
Prof. Intermédiaires administratives	0,1836	0,0000	0,0136
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,1044	0,0000	0,0570
Techniciens et contremaîtres	0,1206	0,0000	0,0998
Employés d'administrations	-0,0235	0,4961	0,0190
Employés administratifs d'entreprise	0,0110	0,6678	0,0393
Employés de commerce	-0,0296	0,2681	0,0323
Ouvriers qualifiés industriels	0,0616	0,0004	0,0920
Employés des services aux particuliers	-0,0352	0,3219	0,0198
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0217	0,1260	0,1761
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs	0,0390	0,1041	0,0415
Correction de la sélection	0,1564	0,0005	0,7438
R2 ajusté	0,5440		
N	3686		

**Tableau 14 :**  
**Équation de salaire en 98 corrigée de la sélection pour les femmes stables**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	8,6477	0,0000	
En couple avant l'accès à l'emploi	-0,0065	0,5250	0,3014
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0153	0,5027	0,0972
Province	-0,0981	0,0000	0,8265
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,0172	0,6652	0,0313
CAP-BEP tertiaire	0,0408	0,2487	0,0982
CAP-BEP industriel	-0,0367	0,4543	0,0153
Bac non diplômé	0,0715	0,0967	0,0244
Bac tertiaire	0,1142	0,0015	0,1482
Bac industriel	0,0420	0,4746	0,0088
Bac +1, +2 non diplômé	0,0875	0,0570	0,1119
Santé, social niveau III	0,3537	0,0000	0,1126
Deug, Deust	0,0905	0,0888	0,0263
BTS-DUT tertiaire	0,1214	0,0242	0,1341
BTS-DUT industriel	0,1319	0,0296	0,0138
2d cycle LSH, gestion	0,1456	0,0071	0,0969
2d cycle math, Sc, techn	0,0980	0,1587	0,0113
3me cycle LSH, gestion	0,2987	0,0000	0,0835
Ecole de commerce	0,2681	0,0000	0,0219
3me cycle math, Sc, techn	0,2710	0,0000	0,0250
Ecole d'ingénieur	0,2942	0,0002	0,0128
Nombre de mois en FI en 98	0,0017	0,4448	6,8602
Emploi en cours de FI	-0,1278	0,0174	0,0078
Stage en cours de FI	-0,0022	0,9082	0,6542
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0194	0,1743	0,2320
50 à 199	0,0534	0,0008	0,1773
200 à 499	0,1108	0,0000	0,1016
500 et plus	0,1335	0,0000	0,1026
Taille inconnue	0,0687	0,0096	0,0435
Taille autre	0,0851	0,0011	0,1091
Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)			
50 % d'un temps plein	-0,3042	0,0000	0,0941
Moins d'un mi-temps	-0,4931	0,0000	0,0303
80 % d'un temps plein	-0,2136	0,0000	0,0794
60 % d'un temps plein	-0,3431	0,0000	0,0331
Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)			
CDD, saisonnier	-0,0324	0,3107	0,4121
Contrats aidés + apprentis	-0,1880	0,0000	0,0647
Intérim	-0,0229	0,7601	0,0432
Sans contrat, autre	-0,2070	0,0646	0,0047
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0490	0,0001	0,1836
De 6 à 10	0,0816	0,0060	0,0250
Plus de 10	0,0154	0,5547	0,0338
Secteur d'activité (commerce en référence):			
Industries agricoles et alimentaires	-0,0030	0,9620	0,0084
Industries des biens de consommation	-0,0175	0,7111	0,0322
Industrie automobile	0,0683	0,1607	0,0310
Industries des biens d'équipement	0,0157	0,8321	0,0066
Industries des biens intermédiaires	0,0415	0,4780	0,0181
Energie	0,0085	0,8650	0,0350
Construction	0,1163	0,1179	0,0084

Transports	-0,0143	0,7316	0,2342
Activités financières	-0,0021	0,9702	0,0378
Activités immobilières	0,0722	0,1393	0,0485
Services aux entreprises	0,0308	0,6156	0,0094
Services aux particuliers	0,0058	0,8913	0,1291
Education, santé, action sociale	0,0054	0,9054	0,0982
Administration	0,0059	0,9063	0,2617
Indéterminé	0,0458	0,3802	0,0206
Emploi de vacances	0,0387	0,6079	0,0056
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,2538	0,0006	0,0507
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,2521	0,0002	0,0428
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,3006	0,0000	0,0403
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0613	0,1608	0,1670
Prof. Intermédiaires administratives	0,0907	0,1313	0,0197
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,0934	0,0165	0,1129
Techniciens et contremaîtres	0,1512	0,0030	0,0294
Employés d'administrations	0,0530	0,1462	0,0816
Employés administratifs d'entreprise	-0,0105	0,7967	0,1642
Employés de commerce	-0,0301	0,2337	0,1220
Ouvriers qualifiés industriels	0,0177	0,7363	0,0116
Employés des services aux particuliers	-0,0594	0,0706	0,0735
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0536	0,2690	0,0122
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs	-0,0462	0,4625	0,0059
Correction de la sélection	0,0396	0,7556	0,7531
R2 ajusté	0,5290		
N	3198		

**Tableau 15 :**  
**Équation de salaire en 98 corrigée de la sélection pour les hommes mobiles**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	8,7050	0,0000	
En couple avant l'accès à l'emploi	0,0335	0,0020	0,1205
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0548	0,0026	0,1083
Province	-0,0948	0,0000	0,8407
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,0128	0,4815	0,0834
CAP-BEP tertiaire	0,0231	0,2764	0,0486
CAP-BEP industriel	0,0224	0,1646	0,2036
Bac non diplômé	0,0101	0,6359	0,0457
Bac tertiaire	0,0406	0,0946	0,0311
Bac industriel	0,0291	0,0962	0,1142
Bac +1, +2 non diplômé	0,0463	0,0128	0,0938
Santé, social niveau III	0,3652	0,0000	0,0080
Deug, Deust	0,0973	0,0014	0,0166
BTS-DUT tertiaire	0,0591	0,0063	0,0575
BTS-DUT industriel	0,0591	0,0021	0,0958
2d cycle LSH, gestion	0,1389	0,0000	0,0364
2d cycle math, Sc, techn	0,0652	0,0440	0,0149
3me cycle LSH, gestion	0,1979	0,0000	0,0255
Ecole de commerce	0,2032	0,0000	0,0153
3me cycle math, Sc, techn	0,2047	0,0000	0,0277
Ecole d'ingénieur	0,2230	0,0000	0,0251
Nombre de mois en FI en 98	0,0027	0,1784	6,4727152
Emploi en cours de FI	-0,0508	0,3389	0,0040
Stage en cours de FI	0,0127	0,1066	0,5652
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0341	0,0003	0,2711

50 à 199	0,0600	0,0000	0,1848
200 à 499	0,0887	0,0000	0,1040
500 et plus	0,1373	0,0000	0,1134
Taille inconnue	0,0368	0,0327	0,0472
Taille autre	-0,0020	0,9360	0,0282
Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)			
50 % d'un temps plein	-0,4484	0,0000	0,0433
Moins d'un mi-temps	-0,6627	0,0000	0,0113
80 % d'un temps plein	-0,2725	0,0000	0,0286
60 % d'un temps plein	-0,4359	0,0000	0,0115
Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)			
CDD, saisonnier	-0,0415	0,0000	0,3762
Contrats aidés + apprentis	-0,2656	0,0000	0,0674
Intérim	0,0329	0,0105	0,2034
Sans contrat, autre	-0,0780	0,0361	0,0084
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0130	0,1227	0,2067
De 6 à 10	0,0264	0,1915	0,0286
Plus de 10	0,0504	0,0083	0,0333
Secteur d'activité (commerce en référence):			
Industries agricoles et alimentaires	0,0252	0,2260	0,0331
Industries des biens de consommation	0,0335	0,0320	0,0721
Industrie automobile	0,0113	0,5894	0,0331
Industries des biens d'équipement	0,0618	0,0043	0,0339
Industries des biens intermédiaires	0,0181	0,2863	0,0608
Energie	0,0178	0,2087	0,1154
Construction	0,1873	0,0001	0,0055
Transports	-0,0349	0,0076	0,1848
Activités financières	0,0563	0,0130	0,0304
Activités immobilières	0,0531	0,0667	0,0177
Services aux entreprises	0,1007	0,0570	0,0042
Services aux particuliers	0,0247	0,1084	0,1213
Education, santé, action sociale	-0,0103	0,5495	0,1005
Administration	0,0260	0,3493	0,0306
Indéterminé	0,0774	0,0982	0,0067
Emploi de vacances	0,0403	0,1644	0,0155
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,3152	0,0000	0,0102
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,3428	0,0000	0,0186
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,3582	0,0000	0,0590
Prof. Intermédiaires de la santé	-0,0254	0,4935	0,0182
Prof. Intermédiaires administratives	0,0520	0,1656	0,0093
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,1146	0,0000	0,0712
Techniciens et contremaîtres	0,1175	0,0000	0,0883
Employés d'administrations	0,0316	0,2224	0,0209
Employés administratifs d'entreprise	0,0067	0,7267	0,0421
Employés de commerce	-0,0046	0,8110	0,0433
Ouvriers qualifiés industriels	0,0392	0,0035	0,0856
Employés des services aux particuliers	-0,0114	0,6282	0,0370
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0398	0,0007	0,1706
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs	0,0373	0,0610	0,0344
Correction de la sélection	-0,0225	0,0769	-0,6081
R2 ajusté	0,5530		
N	4 508		

**Tableau 16 :**  
**Équation de salaire en 98 corrigée de la sélection pour les femmes mobiles**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	8,3289	0,0000	
En couple avant l'accès à l'emploi	0,0227	0,0350	0,2308
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	0,0091	0,6916	0,1026
Province	-0,0602	0,0022	0,8371
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,0563	0,1259	0,0341
CAP-BEP tertiaire	0,0764	0,0197	0,1103
CAP-BEP industriel	0,1070	0,0188	0,0156
Bac non diplômé	0,1226	0,0021	0,0276
Bac tertiaire	0,1077	0,0011	0,1250
Bac industriel	0,1353	0,0176	0,0079
Bac +1, +2 non diplômé	0,1137	0,0052	0,1438
Santé, social niveau III	0,3523	0,0000	0,0653
Deug, Deust	0,1498	0,0017	0,0265
BTS-DUT tertiaire	0,2112	0,0000	0,1835
BTS-DUT industriel	0,1712	0,0010	0,0188
2d cycle LSH, gestion	0,2301	0,0000	0,1053
2d cycle math, Sc, techn	0,2218	0,0002	0,0144
3me cycle LSH, gestion	0,3347	0,0000	0,0517
Ecole de commerce	0,4047	0,0000	0,0168
3me cycle math, Sc, techn	0,3622	0,0000	0,0173
Ecole d'ingénieur	0,4340	0,0000	0,0115
Nombre de mois en FI en 98	-0,0009	0,7156	6,5845
Emploi en cours de FI	-0,0721	0,0887	0,0115
Stage en cours de FI	0,0353	0,0510	0,7127
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0198	0,1251	0,2523
50 à 199	0,0397	0,0064	0,1908
200 à 499	0,0437	0,0423	0,0938
500 et plus	0,0756	0,0037	0,0803
Taille inconnue	0,0782	0,0002	0,0656
Taille autre	0,0056	0,8462	0,0644
Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)			
50 % d'un temps plein	-0,4007	0,0000	0,1147
Moins d'un mi-temps	-0,5951	0,0000	0,0459
80 % d'un temps plein	-0,2518	0,0000	0,0853
60 % d'un temps plein	-0,4026	0,0000	0,0329
Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)			
CDD, saisonnier	0,0450	0,1508	0,4778
Contrats aidés + apprentis	-0,1700	0,0000	0,0856
Intérim	0,1440	0,0192	0,1117
Sans contrat, autre	-0,0308	0,6843	0,0171
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0165	0,1810	0,1570
De 6 à 10	0,0523	0,0613	0,0262
Plus de 10	0,0316	0,2735	0,0241
Secteur d'activité (commerce en référence):			
Industries agricoles et alimentaires	-0,0042	0,9328	0,0144
Industries des biens de consommation	-0,0103	0,7905	0,0470
Industrie automobile	0,0046	0,9120	0,0326
Industries des biens d'équipement	0,0766	0,2202	0,0079
Industries des biens intermédiaires	-0,0629	0,2621	0,0138
Energie	0,0299	0,4804	0,0391
Construction	-0,0263	0,7466	0,0044

Transports	-0,0145	0,6846	0,2582
Activités financières	-0,0100	0,8483	0,0279
Activités immobilières	0,0598	0,1596	0,0426
Services aux entreprises	0,0929	0,0851	0,0106
Services aux particuliers	0,0106	0,7636	0,1270
Education, santé, action sociale	-0,0012	0,9737	0,1605
Administration	0,0101	0,8226	0,1600
Indéterminé	-0,0012	0,9799	0,0203
Emploi de vacances	0,0905	0,0756	0,0138
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,1745	0,0170	0,0229
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,1902	0,0054	0,0206
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,3001	0,0000	0,0238
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0279	0,5036	0,0964
Prof. Intermédiaires administratives	-0,0488	0,3840	0,0141
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,0371	0,2386	0,1206
Techniciens et contremaîtres	0,0518	0,2403	0,0288
Employés d'administrations	-0,0099	0,7592	0,0603
Employés administratifs d'entreprise	-0,0357	0,2792	0,1685
Employés de commerce	-0,0029	0,8848	0,1673
Ouvriers qualifiés industriels	-0,0223	0,6235	0,0126
Employés des services aux particuliers	0,0040	0,8729	0,1220
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0833	0,0415	0,0144
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs	0,0303	0,5414	0,0085
Correction de la sélection	-0,2722	0,0268	-0,7081
R2 ajusté	0,5778		
N	3 401		

**Tableau 17 :**  
**Équation de progression de salaire entre 98 et 2001 corrigée de la sélection pour les hommes stables**

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	-0,2349	0,000	
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0299	0,058	0,1218
Province	-0,0851	0,000	0,8212
Décile 1	0,6402	0,000	0,0448
Décile 2	0,3195	0,000	0,1129
Décile 3	0,2802	0,000	0,0589
Décile 4	0,2458	0,000	0,1096
Décile 5	0,2027	0,000	0,1115
Décile 6	0,1882	0,000	0,1546
Décile 7	0,1381	0,000	0,0855
Décile 8	0,1314	0,000	0,0890
Décile 9	0,1010	0,000	0,0931
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,0253	0,132	0,0817
CAP-BEP tertiaire	0,0484	0,018	0,0412
CAP-BEP industriel	0,0631	0,000	0,2222
Bac non diplômé	0,0722	0,001	0,0369
Bac tertiaire	0,0816	0,000	0,0364
Bac industriel	0,0725	0,000	0,1099
Bac +1, +2 non diplômé	0,1171	0,000	0,0646
Santé, social niveau III	0,1180	0,001	0,0171
Deug, Deust	0,1278	0,000	0,0176
BTS-DUT tertiaire	0,1343	0,000	0,0548
BTS-DUT industriel	0,1171	0,000	0,0632



2d cycle LSH, gestion	0,1376	0,000	0,0393
2d cycle math, Sc, techn	0,1468	0,000	0,0179
3me cycle LSH, gestion	0,1771	0,000	0,0421
Ecole de commerce	0,2240	0,000	0,0168
3me cycle math, Sc, techn	0,1577	0,000	0,0453
Ecole d'ingénieur	0,1455	0,000	0,0372
Ancienneté	0,0030	0,051	34,27
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0478	0,000	0,2615
50 à 199	0,0551	0,000	0,1706
200 à 499	0,0665	0,000	0,0941
500 et plus	0,0650	0,000	0,1476
Taille inconnue	0,0246	0,232	0,0258
Taille autre	0,0132	0,432	0,0515
A suivi une FPC à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	0,0171	0,022	0,2320
Non réponse	0,0559	0,001	0,0369
<i>Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	-0,1143	0,000	0,0358
Moins d'un mi-temps	-0,2022	0,000	0,0111
80 % d'un temps plein	-0,0776	0,000	0,0241
60 % d'un temps plein	-0,0434	0,166	0,0100
<i>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonnier	-0,0944	0,000	0,0505
Contrats aidés + apprentis	-0,2159	0,000	0,0193
Intérim	-0,0335	0,102	0,0293
Sans contrat, autre	-0,0728	0,089	0,0052
<i>Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)</i>			
De 1 à 5	0,0524	0,000	0,2417
De 6 à 10	0,0902	0,000	0,0298
Plus de 10	0,0676	0,000	0,0412
<i>PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)</i>			
Prof. Libérales, professeurs	0,1370	0,000	0,0241
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,1595	0,000	0,0494
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,1683	0,000	0,1118
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0400	0,116	0,0361
Prof. Intermédiaires administratives	0,0799	0,005	0,0138
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,0739	0,000	0,0730
Techniciens et contremaîtres	0,0776	0,000	0,0974
Employés d'administrations	0,0025	0,921	0,0184
Employés administratifs d'entreprise	0,0529	0,009	0,0304
Employés de commerce	-0,0153	0,471	0,0252
Ouvriers qualifiés industriels	0,0514	0,000	0,0939
Employés des services aux particuliers	-0,0650	0,020	0,0133
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0252	0,016	0,1755
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	0,0338	0,043	0,0437
Changement de PCS	0,0559	0,000	0,1082
Changement de fonction	0,0202	0,073	0,1308
Nombre de séquence d'emploi	0,0137	0,355	10,0393
Nombre de mois au chômage	-0,0018	0,842	0,0548
Nombre de mois en inactivité	0,0141	0,181	0,0415
Correction de la sélection	-0,0271	0,109	0,7438
R2 ajusté	0,334		

**Tableau 18 :**  
**Équation de progression de salaire entre 98 et 2001 corrigée de la sélection pour les femmes stables**

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	-0,06465	0,3497	
<i>Région de l'emploi (réf. Paris)</i>			
Ile de France	-0,01153	0,5137	0,09725
Province	-0,08658	0,0000	0,82645
Décile 1	0,53862	0,0000	0,10913
Décile 2	0,30628	0,0000	0,14634
Décile 3	0,25392	0,0000	0,05034
Décile 4	0,25392	0,0000	0,10225
Décile 5	0,22686	0,0000	0,08974
Décile 6	0,21521	0,0000	0,11194
Décile 7	0,15973	0,0000	0,08412
Décile 8	0,14902	0,0000	0,09694
Décile 9	0,07634	0,0000	0,09756
<i>Diplôme (réf. Non qualifié)</i>			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	-0,04299	0,1663	0,03127
CAP-BEP tertiaire	-0,02397	0,3615	0,09819
CAP-BEP industriel	0,00703	0,8543	0,01532
Bac non diplômé	0,00184	0,9556	0,02439
Bac tertiaire	0,02549	0,3297	0,14822
Bac industriel	0,00955	0,8338	0,00876
Bac +1, +2 non diplômé	0,02275	0,3978	0,11194
Santé, social niveau III	0,07993	0,0124	0,11257
Deug, Deust	0,08122	0,0150	0,02627
BTS-DUT tertiaire	0,09305	0,0008	0,13415
BTS-DUT industriel	0,10894	0,0079	0,01376
2d cycle LSH, gestion	0,10608	0,0002	0,09694
2d cycle math, Sc, techn	0,15040	0,0005	0,01126
3me cycle LSH, gestion	0,11654	0,0002	0,08349
Ecole de commerce	0,13490	0,0003	0,02189
3me cycle math, Sc, techn	0,12602	0,0009	0,02502
Ecole d'ingénieur	0,11469	0,0107	0,01282
Ancienneté	-0,00102	0,5119	33,816
<i>Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)</i>			
10 à 49	0,02390	0,0297	0,23202
50 à 199	0,00987	0,4115	0,17730
200 à 499	0,02714	0,0605	0,10163
500 et plus	0,04516	0,0027	0,10256
Taille inconnue	-0,00724	0,7108	0,04346
Taille autre	0,02264	0,1355	0,10913
A suivi une FPC à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	-0,00021	0,9815	0,20044
Non réponse	0,05426	0,0077	0,03784
<i>Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	-0,06215	0,0000	0,09412
Moins d'un mi-temps	-0,04306	0,0583	0,03033
80 % d'un temps plein	-0,03671	0,0113	0,07942
60 % d'un temps plein	-0,07271	0,0007	0,03315
<i>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonnier	-0,07821	0,0000	0,08943
Contrats aidés + apprentis	-0,12883	0,0000	0,03784
Intérim	-0,05719	0,0867	0,01345
Sans contrat, autre	0,11810	0,0878	0,00281
<i>Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)</i>			
De 1 à 5	0,02941	0,0024	0,18355
De 6 à 10	0,05283	0,0249	0,02502

Plus de 10	0,12051	0,0000	0,03377
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,12540	0,0000	0,05159
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,17347	0,0000	0,05597
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,14713	0,0000	0,04690
Prof. Intermédiaires de la santé	0,04794	0,0361	0,17230
Prof. Intermédiaires administratives	0,01062	0,7433	0,02095
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,06177	0,0027	0,12664
Techniciens et contremaîtres	0,07061	0,0109	0,03346
Employés d'administrations	0,02024	0,3607	0,07817
Employés administratifs d'entreprise	0,01448	0,4667	0,15009
Employés de commerce	-0,05317	0,0058	0,10913
Ouvriers qualifiés industriels	0,01549	0,6781	0,01126
Employés des services aux particuliers	-0,05156	0,0161	0,06473
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,04019	0,2736	0,01251
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	-0,00647	0,8887	0,00688
Changement de PCS	0,07125	0,0000	0,09819
Changement de fonction	-0,00786	0,5595	0,13102
Nombre de séquence d'emploi	0,00239	0,8760	10,04722
Nombre de mois au chômage	0,00635	0,3800	0,10725
Nombre de mois en inactivité	0,00838	0,4529	0,05441
Correction de la sélection	-0,02740	0,2030	0,75305
R2 ajusté	0.279		

**Tableau 19 :**  
**Équation de progression de salaire entre 98 et 2001 corrigée de la sélection**  
**pour les hommes mobiles**

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	-0,2932	0,000	
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0282	0,113	0,1102
Province	-0,0926	0,000	0,8254
Décile 1	1,0748	0,000	0,0732
Décile 2	0,5798	0,000	0,1761
Décile 3	0,5430	0,000	0,0603
Décile 4	0,5050	0,000	0,0983
Décile 5	0,4682	0,000	0,1173
Décile 6	0,3966	0,000	0,1559
Décile 7	0,3415	0,000	0,0774
Décile 8	0,2763	0,000	0,0816
Décile 9	0,1911	0,000	0,0734
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	-0,0008	0,969	0,0834
CAP-BEP tertiaire	0,0053	0,812	0,0486
CAP-BEP industriel	0,0326	0,058	0,2036
Bac non diplômé	0,0363	0,108	0,0457
Bac tertiaire	0,0779	0,003	0,0311
Bac industriel	0,0168	0,370	0,1142
Bac +1, +2 non diplômé	0,0830	0,000	0,0938
Santé, social niveau III	0,1642	0,003	0,0080
Deug, Deust	0,1606	0,000	0,0166
BTS-DUT tertiaire	0,1081	0,000	0,0575
BTS-DUT industriel	0,1175	0,000	0,0958
2d cycle LSH, gestion	0,1626	0,000	0,0364
2d cycle math, Sc, techn	0,1973	0,000	0,0149
3me cycle LSH, gestion	0,2805	0,000	0,0255
Ecole de commerce	0,2713	0,000	0,0153

3me cycle math, Sc, techn	0,2332	0,000	0,0277
Ecole d'ingénieur	0,2154	0,000	0,0251
Ancienneté	-0,0001	0,791	12,8547
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0190	0,058	0,2711
50 à 199	0,0208	0,067	0,1848
200 à 499	-0,0042	0,760	0,1040
500 et plus	0,0061	0,654	0,1134
Taille inconnue	-0,0295	0,107	0,0472
Taille autre	-0,0032	0,886	0,0282
A suivi une FPC à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	0,0443	0,000	0,2320
Non réponse	-0,1118	0,000	0,0402
<i>Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	-0,2975	0,000	0,0202
Moins d'un mi-temps	-0,4781	0,000	0,0044
80 % d'un temps plein	-0,1135	0,000	0,0195
60 % d'un temps plein	-0,3097	0,000	0,0055
<i>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonnier	-0,0616	0,000	0,1375
Contrats aidés + apprentis	-0,2281	0,000	0,0453
Intérim	0,0359	0,016	0,0705
Sans contrat, autre	-0,1997	0,000	0,0044
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0427	0,000	0,2067
De 6 à 10	0,0723	0,001	0,0286
Plus de 10	0,0314	0,123	0,0333
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,1141	0,002	0,0120
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,2818	0,000	0,0384
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,2820	0,000	0,0827
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0327	0,353	0,0197
Prof. Intermédiaires administratives	-0,0766	0,029	0,0118
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,0967	0,000	0,0872
Techniciens et contremaîtres	0,1215	0,000	0,1182
Employés d'administrations	-0,0050	0,846	0,0220
Employés administratifs d'entreprise	0,0262	0,204	0,0424
Employés de commerce	-0,0724	0,002	0,0266
Ouvriers qualifiés industriels	0,0689	0,000	0,1016
Employés des services aux particuliers	0,0122	0,677	0,0166
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0041	0,744	0,1426
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	0,0249	0,130	0,0608
Changement de PCS	-0,0139	0,517	0,0468
Changement de fonction	0,0470	0,015	0,0588
Nombre de séquence d'emploi	-0,0016	0,657	2,7560
Nombre de mois au chômage	-0,0059	0,000	1,2327
Nombre de mois en inactivité	-0,0043	0,020	0,5453
Correction de la sélection	-0,0588	0,000	-0,6081
R2 ajusté	0,5035		

**Tableau 20 :**  
**Équation de progression de salaire entre 98 et 2001 corrigée de la sélection pour les femmes mobiles**

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	-0,4281	0,000	
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0420	0,037	0,1179
Province	-0,1368	0,000	0,8077
Décile1	1,1442	0,000	0,1894
Décile 2	0,6754	0,000	0,2291
Décile 3	0,6309	0,000	0,0553
Décile 4	0,5909	0,000	0,0859
Décile 5	0,5020	0,000	0,0994
Décile 6	0,4779	0,000	0,0973
Décile 7	0,3913	0,000	0,0620
Décile 8	0,3237	0,000	0,0635
Décile 9	0,2327	0,000	0,0615
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1 <sup>re</sup>	0,0256	0,477	0,0341
CAP-BEP tertiaire	0,0459	0,131	0,1103
CAP-BEP industriel	0,0387	0,382	0,0156
Bac non diplômé	0,0564	0,136	0,0276
Bac tertiaire	0,0376	0,219	0,1250
Bac industriel	0,0024	0,965	0,0079
Bac +1, +2 non diplômé	0,0795	0,010	0,1438
Santé, social niveau III	0,2196	0,000	0,0653
Deug, Deust	0,1678	0,000	0,0265
BTS-DUT tertiaire	0,1137	0,000	0,1835
BTS-DUT industriel	0,1154	0,008	0,0188
2d cycle LSH, gestion	0,1788	0,000	0,1053
2d cycle math, Sc, techn	0,2170	0,000	0,0144
3me cycle LSH, gestion	0,2509	0,000	0,0517
Ecole de commerce	0,2740	0,000	0,0168
3me cycle math, Sc, techn	0,3237	0,000	0,0173
Ecole d'ingénieur	0,3220	0,000	0,0115
Ancienneté	0,0013	0,025	13,9903
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0008	0,950	0,2523
50 à 199	0,0118	0,385	0,1908
200 à 499	-0,0075	0,659	0,0938
500 et plus	0,0326	0,076	0,0803
Taille inconnue	-0,0022	0,910	0,0656
Taille autre	0,0052	0,789	0,0644
A suivi une FPC à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	0,0230	0,030	0,2261
Non réponse	-0,1089	0,000	0,0356
<i>Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	-0,2916	0,000	0,0797
Moins d'un mi-temps	-0,4761	0,000	0,0168
80 % d'un temps plein	-0,1742	0,000	0,0650
60 % d'un temps plein	-0,2601	0,000	0,0223
<i>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonnier	-0,0837	0,000	0,2017
Contrats aidés + apprentis	-0,2088	0,000	0,0559
Intérim	0,0136	0,543	0,0441
Sans contrat, autre	-0,1286	0,040	0,0047
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0533	0,000	0,1570
De 6 à 10	0,0863	0,002	0,0262

Plus de 10	0,1014	0,000	0,0241
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,1732	0,000	0,0285
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,2784	0,000	0,0506
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,2938	0,000	0,0326
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0523	0,059	0,0997
Prof. Intermédiaires administratives	0,0204	0,580	0,0179
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,0766	0,000	0,1517
Techniciens et contremaîtres	0,1023	0,000	0,0435
Employés d'administrations	0,0268	0,248	0,0670
Employés administratifs d'entreprise	0,0147	0,456	0,2108
Employés de commerce	-0,0778	0,000	0,1088
Ouvriers qualifiés industriels	0,0388	0,252	0,0200
Employés des services aux particuliers	-0,0648	0,005	0,0670
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0035	0,939	0,0103
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	0,0067	0,889	0,0088
Changement de PCS	-0,0284	0,276	0,0409
Changement de fonction	0,0474	0,048	0,0485
Nombre de séquence d'emploi	0,0049	0,235	2,7859
Nombre de mois au chômage	-0,0053	0,000	1,8368
Nombre de mois en inactivité	-0,0067	0,000	0,7204
Correction de la sélection	-0,0480	0,025	-0,7081
R2 ajusté	0,5792		

**Tableau 21 :**  
**Équation de salaire en 2001 corrigée de la sélection pour les hommes stables**

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	8,7320	0,000	
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0342	0,085	0,1218
Province	-0,1331	0,000	0,8212
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,0229	0,279	0,0817
CAP-BEP tertiaire	0,0498	0,053	0,0412
CAP-BEP industriel	0,0557	0,003	0,2222
Bac non diplômé	0,0900	0,001	0,0369
Bac tertiaire	0,1210	0,000	0,0364
Bac industriel	0,0758	0,000	0,1099
Bac +1, +2 non diplômé	0,1400	0,000	0,0646
Santé, social niveau III	0,2940	0,000	0,0171
Deug, Deust	0,1613	0,000	0,0176
BTS-DUT tertiaire	0,1687	0,000	0,0548
BTS-DUT industriel	0,1572	0,000	0,0632
2d cycle LSH, gestion	0,2219	0,000	0,0393
2d cycle math, Sc, techn	0,2786	0,000	0,0179
3me cycle LSH, gestion	0,3581	0,000	0,0421
Ecole de commerce	0,4654	0,000	0,0168
3me cycle math, Sc, techn	0,3972	0,000	0,0453
Ecole d'ingénieur	0,3622	0,000	0,0372
Ancienneté	0,0032	0,098	34,2697
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0724	0,000	0,2615
50 à 199	0,1101	0,000	0,1706
200 à 499	0,1332	0,000	0,0941
500 et plus	0,1699	0,000	0,1476
Taille inconnue	0,1418	0,000	0,0258
Taille autre	0,0717	0,001	0,0515
A suivi une FPC à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	0,0144	0,125	0,2320

Non réponse	0,0112	0,607	0,0369
<i>Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	-0,2569	0,000	0,0358
Moins d'un mi-temps	-0,4588	0,000	0,0111
80 % d'un temps plein	-0,1529	0,000	0,0241
60 % d'un temps plein	-0,1764	0,000	0,0100
<i>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonnier	-0,1087	0,000	0,0505
Contrats aidés + apprentis	-0,2913	0,000	0,0193
Intérim	0,0109	0,670	0,0293
Sans contrat, autre	-0,0519	0,336	0,0052
<i>Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)</i>			
De 1 à 5	0,0582	0,000	0,2417
De 6 à 10	0,0973	0,000	0,0298
Plus de 10	0,0644	0,002	0,0412
<i>PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)</i>			
Prof. Libérales, professeurs	0,2892	0,000	0,0241
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,3415	0,000	0,0494
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,3371	0,000	0,1118
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0729	0,023	0,0361
Prof. Intermédiaires administratives	0,1806	0,000	0,0138
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,1225	0,000	0,0730
Techniciens et contremaîtres	0,1218	0,000	0,0974
Employés d'administrations	-0,0269	0,401	0,0184
Employés administratifs d'entreprise	0,0633	0,013	0,0304
Employés de commerce	-0,0390	0,143	0,0252
Ouvriers qualifiés industriels	0,0804	0,000	0,0939
Employés des services aux particuliers	-0,0666	0,058	0,0133
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0302	0,022	0,1755
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	0,0562	0,008	0,0437
Changement de PCS	-0,0065	0,682	0,1082
Changement de fonction	0,0243	0,085	0,1308
Nombre de séquence d'emploi	0,0167	0,371	1,0393
Nombre de mois au chômage	-0,0114	0,316	0,0548
Nombre de mois en inactivité	0,0150	0,258	0,0415
Correction de la sélection	-0,0377	0,077	0,7438
R2 ajusté	0,6158		

**Tableau 22 :**  
**Équation de salaire en 2001 corrigée de la sélection pour les femmes stables**

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	8,9144	0,000	
<i>Région de l'emploi (réf. Paris)</i>			
Ile de France	-0,0335	0,107	0,0972
Province	-0,1612	0,000	0,8265
<i>Diplôme (réf. Non qualifié)</i>			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	-0,0231	0,533	0,0313
CAP-BEP tertiaire	0,0084	0,789	0,0982
CAP-BEP industriel	-0,0127	0,781	0,0153
Bac non diplômé	0,0386	0,327	0,0244
Bac tertiaire	0,1029	0,001	0,1482
Bac industriel	0,0665	0,221	0,0088
Bac +1, +2 non diplômé	0,1042	0,001	0,1119
Santé, social niveau III	0,3199	0,000	0,1126
Deug, Deust	0,1636	0,000	0,0263
BTS-DUT tertiaire	0,2030	0,000	0,1341
BTS-DUT industriel	0,2167	0,000	0,0138

2d cycle LSH, gestion	0,2257	0,000	0,0969
2d cycle math, Sc, techn	0,2307	0,000	0,0113
3me cycle LSH, gestion	0,3366	0,000	0,0835
Ecole de commerce	0,3403	0,000	0,0219
3me cycle math, Sc, techn	0,3391	0,000	0,0250
Ecole d'ingénieur	0,3479	0,000	0,0128
Ancienneté	-0,0012	0,526	33,8168
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0357	0,006	0,2320
50 à 199	0,0459	0,001	0,1773
200 à 499	0,0977	0,000	0,1016
500 et plus	0,1302	0,000	0,1026
Taille inconnue	0,0489	0,035	0,0435
Taille autre	0,0735	0,000	0,1091
A suivi une FPC à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	-0,0057	0,601	0,2004
Non réponse	-0,0032	0,895	0,0378
<i>Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	-0,2268	0,000	0,0941
Moins d'un mi-temps	-0,3570	0,000	0,0303
80 % d'un temps plein	-0,1564	0,000	0,0794
60 % d'un temps plein	-0,2678	0,000	0,0331
<i>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonnier	-0,0733	0,000	0,0894
Contrats aidés + apprentis	-0,2159	0,000	0,0378
Intérim	0,0178	0,648	0,0134
Sans contrat, autre	-0,0154	0,849	0,0028
<i>Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)</i>			
De 1 à 5	0,0585	0,000	0,1836
De 6 à 10	0,0889	0,001	0,0250
Plus de 10	0,1207	0,000	0,0338
<i>PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)</i>			
Prof. Libérales, professeurs	0,2437	0,000	0,0516
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,2954	0,000	0,0560
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,3076	0,000	0,0469
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0562	0,038	0,1723
Prof. Intermédiaires administratives	0,0229	0,550	0,0210
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,0914	0,000	0,1266
Techniciens et contremaîtres	0,1532	0,000	0,0335
Employés d'administrations	0,0304	0,245	0,0782
Employés administratifs d'entreprise	-0,0154	0,511	0,1501
Employés de commerce	-0,0779	0,001	0,1091
Ouvriers qualifiés industriels	0,0222	0,615	0,0113
Employés des services aux particuliers	-0,0633	0,012	0,0647
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0862	0,048	0,0125
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	0,0062	0,910	0,0069
Changement de PCS	-0,0104	0,578	0,0982
Changement de fonction	0,0347	0,028	0,1310
Nombre de séquence d'emploi	0,0097	0,589	1,0472
Nombre de mois au chômage	0,0075	0,377	0,1073
Nombre de mois en inactivité	0,0134	0,306	0,0544
Correction de la sélection	-0,0839	0,001	0,7531
R2 ajusté	0,6037		



**Tableau 23 :**  
**Équation de salaire en 2001 corrigée de la sélection pour les hommes mobiles**

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	8,8841	0,000	
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0504	0,005	0,1102
Province	-0,1289	0,000	0,8254
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,0099	0,611	0,0834
CAP-BEP tertiaire	0,0172	0,443	0,0486
CAP-BEP industriel	0,0481	0,005	0,2036
Bac non diplômé	0,0585	0,010	0,0457
Bac tertiaire	0,0889	0,001	0,0311
Bac industriel	0,0389	0,038	0,1142
Bac +1, +2 non diplômé	0,1114	0,000	0,0938
Santé, social niveau III	0,2597	0,000	0,0080
Deug, Deust	0,1901	0,000	0,0166
BTS-DUT tertiaire	0,1498	0,000	0,0575
BTS-DUT industriel	0,1572	0,000	0,0958
2d cycle LSH, gestion	0,2379	0,000	0,0364
2d cycle math, Sc, techn	0,2414	0,000	0,0149
3me cycle LSH, gestion	0,4186	0,000	0,0255
Ecole de commerce	0,3758	0,000	0,0153
3me cycle math, Sc, techn	0,3751	0,000	0,0277
Ecole d'ingénieur	0,3766	0,000	0,0251
Ancienneté	-0,0001	0,813	12,8547
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0294	0,003	0,2711
50 à 199	0,0409	0,000	0,1848
200 à 499	0,0335	0,014	0,1040
500 et plus	0,0649	0,000	0,1134
Taille inconnue	-0,0155	0,396	0,0472
Taille autre	-0,0023	0,919	0,0282
A suivi une FPC à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	0,0419	0,000	0,2320
Non réponse	-0,1046	0,001	0,0402
<i>Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	-0,3196	0,000	0,0202
Moins d'un mi-temps	-0,5271	0,000	0,0044
80 % d'un temps plein	-0,1135	0,000	0,0195
60 % d'un temps plein	-0,2863	0,000	0,0055
<i>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonnier	-0,0677	0,000	0,1375
Contrats aidés + apprentis	-0,2565	0,000	0,0453
Intérim	0,0445	0,003	0,0705
Sans contrat, autre	-0,1749	0,001	0,0044
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0441	0,000	0,2067
De 6 à 10	0,0899	0,000	0,0286
Plus de 10	0,0559	0,007	0,0333
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,1816	0,000	0,0120
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,3209	0,000	0,0384
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,3395	0,000	0,0827
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0413	0,245	0,0197
Prof. Intermédiaires administratives	-0,0739	0,036	0,0118
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,0945	0,000	0,0872
Techniciens et contremaîtres	0,1271	0,000	0,1182
Employés d'administrations	-0,0029	0,909	0,0220
Employés administratifs d'entreprise	0,0082	0,692	0,0424
Employés de commerce	-0,0846	0,000	0,0266

Ouvriers qualifiés industriels	0,0764	0,000	0,1016
Employés des services aux particuliers	0,0108	0,715	0,0166
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0122	0,338	0,1426
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	0,0272	0,102	0,0608
Changement de PCS	-0,0313	0,149	0,0468
Changement de fonction	0,0563	0,004	0,0588
Nombre de séquence d'emploi	-0,0033	0,367	2,7560
Nombre de mois au chômage	-0,0071	0,000	1,2327
Nombre de mois en inactivité	-0,0026	0,161	0,5453
Correction de la sélection	-0,0838	0,000	-0,6081
R2 ajusté	0,5609		

**Tableau 24 :**  
**Équation de salaire en 2001 corrigée de la sélection pour les femmes mobiles**

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	8,7362	0,000	
Région de l'emploi (réf. Paris)			
Ile de France	-0,0207	0,258	0,1179
Province	-0,1278	0,000	0,8077
Diplôme (réf. Non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2de, 1re	0,0317	0,327	0,0341
CAP-BEP tertiaire	0,0711	0,009	0,1103
CAP-BEP industriel	0,0557	0,161	0,0156
Bac non diplômé	0,0729	0,032	0,0276
Bac tertiaire	0,0668	0,015	0,1250
Bac industriel	0,0681	0,173	0,0079
Bac +1, +2 non diplômé	0,0953	0,001	0,1438
Santé, social niveau III	0,3076	0,000	0,0653
Deug, Deust	0,1800	0,000	0,0265
BTS-DUT tertiaire	0,1708	0,000	0,1835
BTS-DUT industriel	0,1760	0,000	0,0188
2d cycle LSH, gestion	0,2243	0,000	0,1053
2d cycle math, Sc, techn	0,2471	0,000	0,0144
3me cycle LSH, gestion	0,3426	0,000	0,0517
Ecole de commerce	0,3891	0,000	0,0168
3me cycle math, Sc, techn	0,4007	0,000	0,0173
Ecole d'ingénieur	0,4679	0,000	0,0115
Ancienneté	0,0007	0,148	13,9903
Taille de l'entreprise au PE (réf. Moins de 10)			
10 à 49	0,0207	0,062	0,2523
50 à 199	0,0349	0,004	0,1908
200 à 499	0,0222	0,142	0,0938
500 et plus	0,0591	0,000	0,0803
Taille inconnue	0,0172	0,322	0,0656
Taille autre	0,0159	0,368	0,0644
A suivi une FPC à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	0,0186	0,052	0,2261
Non réponse	-0,0981	0,000	0,0356
<i>Temps de travail à l'enquête : (réf. Temps plein)</i>			
50 % d'un temps plein	-0,3009	0,000	0,0797
Moins d'un mi-temps	-0,5084	0,000	0,0168
80 % d'un temps plein	-0,1876	0,000	0,0650
60 % d'un temps plein	-0,3020	0,000	0,0223
<i>Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. CDI)</i>			
CDD, saisonnier	-0,0875	0,000	0,2017
Contrats aidés + apprentis	-0,2409	0,000	0,0559
Intérim	0,0116	0,566	0,0441
Sans contrat, autre	-0,1714	0,003	0,0047
Salariés sous vos ordres : (réf. Aucun)			
De 1 à 5	0,0513	0,000	0,1570

De 6 à 10	0,0933	0,000	0,0262
Plus de 10	0,0922	0,000	0,0241
PCS à l'embauche (ouvrier non qualifié en référence)			
Prof. Libérales, professeurs	0,1898	0,000	0,0285
Cadres administratifs et commerciaux d'entr.	0,3105	0,000	0,0506
Ingénieurs et cadres techniques d'entr.	0,3432	0,000	0,0326
Prof. Intermédiaires de la santé	0,0505	0,043	0,0997
Prof. Intermédiaires administratives	-0,0009	0,979	0,0179
Prof. Intermédiaires adm. et commerciales des entreprises.	0,0796	0,000	0,1517
Techniciens et contremaîtres	0,1081	0,000	0,0435
Employés d'administrations	0,0117	0,576	0,0670
Employés administratifs d'entreprise	0,0128	0,470	0,2108
Employés de commerce	-0,0814	0,000	0,1088
Ouvriers qualifiés industriels	0,0353	0,248	0,0200
Employés des services aux particuliers	-0,0844	0,000	0,0670
Ouvriers qualifiés de l'artisanat	0,0330	0,421	0,0103
Ouvriers qualifiés manutentionnaires et chauffeurs :	0,0200	0,646	0,0088
Changement de PCS	-0,0305	0,196	0,0409
Changement de fonction	0,0575	0,008	0,0485
Nombre de séquence d'emploi	0,0019	0,607	2,7859
Nombre de mois au chômage	-0,0059	0,000	1,8368
Nombre de mois en inactivité	-0,0058	0,000	0,7204
Correction de la sélection	-0,1099	0,000	-0,7081
R2 ajusté	0,6340		

## II-2 Les facteurs de disparité salariale entre hommes et femmes. Une exploitation du fichier panel des DADS sur la période 1992-1998

Arnaud Dupray et Stéphanie Moullet

### Introduction

Depuis le début des années 70, nombreuses sont les recherches relatives aux différences salariales entre les hommes et les femmes qui s'interrogent sur l'ampleur des disparités entre les sexes, compte tenu des caractéristiques individuelles, et sur les effets salariaux des interruptions de carrière. Sur ce point, l'essentiel des travaux français a recours à des données dont la dimension temporelle tient au fait qu'elles sont issues d'enquêtes rétrospectives (Bayet, 1996) hormis Bayet et Colin, 1998.

Les travaux récents sur données françaises Bayet (1996), Colin (1997, 1999), Meurs et Ponthieux (1999a, 1999b, 2000) convergent sur un certain nombre de points : des écarts salariaux de l'ordre de 13-14 % sur la population adulte en âge de travailler à autres caractéristiques contrôlées en particulier la PCS<sup>13</sup>, des effets d'âge et d'expérience professionnelle sur le salaire plus prononcés pour les hommes que pour les femmes, une rentabilité du diplôme moindre pour les femmes que pour les hommes en raison d'un effet allocatif du diplôme plus fort pour ces derniers (en contrôlant la PCS, le rendement relatif des diplômes pour les femmes devient sensiblement supérieur à celui des hommes selon Colin (1999). En revanche, les résultats sont plus partagés en ce qui concerne le rendement comparé de l'ancienneté et les effets comparés des épisodes de chômage et d'inactivité sur la carrière salariale des individus. Pour Bayet (1996), quelle que soit l'expérience professionnelle, l'ancienneté est plus rémunératrice pour les hommes que pour les femmes. Meurs et Ponthieux (1999b) trouvent des rendements égaux pour 1997 tandis que Simonnet (1996) sur une population jeune (30-35 ans) met en évidence une rémunération de l'ancienneté supérieure pour les femmes. En ce qui concerne la discontinuité des carrières, Colin (1999) trouve que les épisodes de chômage et d'inactivité sont moins pénalisants pour les femmes que pour les hommes – toujours du point de vue salarial, ce qui s'oppose aux résultats de Bayet (1996) dès lors qu'il s'agit d'interruptions de courte durée et à ceux de Meurs et Ponthieux (1999b). Par ailleurs, Le Minez et Roux (2002) observent que les écarts de revenu salarial entre hommes et femmes en début de vie active diminuent d'une génération à l'autre lorsqu'on considère des emplois comparables et des débuts d'itinéraire similaires.

Compte tenu des enseignements des recherches précédentes mettant en évidence des écarts significatifs en termes de statut et de temps de travail des hommes et des femmes, constitutifs de rapports à l'emploi différents, nous avons cherché à homogénéiser les échantillons comparés. Pour ce faire, la première partie porte sur des données cylindrées sur six ans avec des hommes et des femmes travaillant à temps complet sur l'ensemble de la période.

L'objectif de notre travail est d'évaluer les disparités de carrière salariale entre les hommes et les femmes en exploitant la dimension longitudinale des observations extraites du panel au

---

<sup>13</sup> Ecart qui tombe à 7 % en 1998 une fois corrigé les biais de sélection tenant à la participation des femmes à un emploi à temps complet (Meurs et Ponthieux 1999c).

1/25 ème des DADS de 1992 à 1998. L'analyse se centre sur l'explication des divergences dans les progressions de salaire selon le sexe, la question étant de savoir comment dans la durée, au cours de l'expérience professionnelle, se creusent ou se resserrent les écarts de salaire entre hommes et femmes.

Ce papier se scinde en deux parties : dans la première, on analyse les déterminants des salaires en niveaux sur un échantillon de salariés sur toute la période 1993-1998. La mobilisation de l'économétrie des données de panel nous permet de parvenir à des évaluations précises des rendements salariaux de l'expérience professionnelle sur le marché du travail et de l'ancienneté dans l'emploi des hommes et des femmes. Le souhait d'assurer la comparabilité des deux populations d'hommes et de femmes nous impose des contraintes de sélection de l'échantillon, contraintes qui, pour certaines, seront relâchées dans la seconde partie. En effet, dans celle-ci, consacrée à l'analyse des progressions des revenus salariaux entre 1992 et 1998, on autorise des observations individuelles à être manquantes certaines années sur la période. Malgré cela, en se concentrant sur une population de salariés travaillant à temps complet aux deux bornes (en 1992 et en 1998) et appartenant au secteur privé, l'échantillon de femmes reste moins représentatif de la population active féminine dans son ensemble que ne l'est l'échantillon d'hommes par rapport à la population active masculine. L'intérêt des analyses conduites dans cette seconde partie est d'examiner comment les évolutions de salaire s'organisent selon la PCS et la catégorie d'âge d'appartenance en 1992. Un autre apport de ces analyses est d'introduire des variables « collectives » (issues d'un appariement avec les données de l'enquête « Coût de la main d'œuvre et structure des salaires » de 1992), c'est à dire relatives à des caractéristiques professionnelles communes des individus en 1992, pour approfondir la détermination de leur progression de carrière.

## **1. Rendements de l'expérience professionnelle et de l'ancienneté des hommes et des femmes : quels itinéraires optimaux d'accumulation ?**

L'analyse comparative des carrières salariales entre hommes et femmes fait référence à la théorie du capital humain. En effet, dès que l'horizon des agents dépasse la période courante, la notion d'investissement en capital humain prend tout son sens. Les travaux de Becker (1964) et ceux de Mincer (1974) rendent compte de la dispersion des salaires entre individus à l'aide de choix d'investissement différents. Une fois l'investissement éducatif initial réalisé, l'acquisition de capital humain en cours de vie active peut relever d'investissements propres à l'entreprise – capital humain spécifique – et/ou d'investissements transférables d'une entreprise à une autre – investissement général. Il est d'usage d'approcher ces deux types d'investissement respectivement par l'ancienneté dans l'entreprise et l'expérience sur le marché du travail. Ces deux types d'investissement correspondent à des logiques de rémunérations différentes. Au-delà des différences entre les caractéristiques individuelles observables, les femmes peuvent subir une pénalisation salariale spécifique par rapport aux hommes si à caractéristiques productives observées égales, ces dernières se trouvent être moins bien rémunérées. Nous nous intéressons, dans un premier temps, à la façon dont l'expérience professionnelle sur le marché du travail est accumulée dans une démarche comparative entre les deux sexes : quels sont les arbitrages entre une accumulation via l'ancienneté dans l'emploi et un parcours privilégiant la mobilité au regard de leur rentabilité salariale respective ? En particulier, comment (quand au cours de la carrière ?) se creusent ou se resserrent les écarts de salaires entre les itinéraires professionnels des hommes et des

femmes ? En outre, peut-on déceler une concentration temporelle de la différenciation salariale - ou certains moments propres à l'accentuation de cet écart.

Il est possible de comparer les rentabilités de l'ancienneté dans l'emploi à expérience égale entre hommes et femmes en utilisant l'outil que constitue la fonction de gains, traduction empirique de la théorie du capital humain. L'estimation du rendement requiert en théorie de connaître l'ensemble des revenus des individus sur leur cycle de vie. Le cadre des données de panel est donc celui approprié à l'analyse puisqu'à défaut de fournir l'ensemble des salaires, il permet d'en connaître plusieurs. Estimer dans cette optique les rendements du capital humain accumulé sur le marché du travail nécessite le contrôle de l'hétérogénéité individuelle non observée avant de pouvoir parler de discrimination salariale. Dans cette optique, il s'agit d'exploiter les informations sur l'hétérogénéité individuelle des hommes et des femmes que l'on peut inférer à partir de la dimension longitudinale des données. Le recours aux données de panel présente l'avantage de permettre de relâcher l'hypothèse d'orthogonalité des effets de variables omises – les capacités individuelles, les talents, motivations,... - par rapport aux variables explicatives du salaire, hypothèse que l'usage de données en coupe impose généralement (Moulet, 2000). Le plus souvent, cette hypothèse n'est pas vérifiée et les estimations sont en conséquence biaisées. Quand une fonction de gains est estimée sur données en coupe, l'éducation comme l'expérience sur le marché du travail et l'ancienneté dans l'emploi peuvent être considérées comme des *proxies* de la productivité du salarié, variable inobservable. Le résidu de l'équation de salaire rend alors compte des erreurs de spécification et des variables omises dans la régression mais aussi de l'erreur de mesure de la productivité individuelle. Parce qu'une seule observation par individu est disponible, il est impossible de pouvoir identifier ces erreurs de façon séparée. Seules les données longitudinales permettent cette identification.

Les estimations des rendements de l'expérience et ceux de l'ancienneté doivent être corrigés des *biais d'hétérogénéité individuelle non observée*. Ces biais apparaissent parce que les caractéristiques non observées des salariés – motivations, capacités, talents,...- peuvent être corrélées avec les variables d'expérience : si les moins productifs (motivés) s'avèrent être à la fois moins mobiles et avoir des salaires plus faibles, le rendement de l'ancienneté peut alors être biaisé vers le bas à cause du lien indirect et non causal entre la durée de l'emploi dans la même entreprise et le salaire. Les *biais d'endogénéité* des variables d'expérience ou d'ancienneté apparaissent dès que l'on considère que ces variables traduisent des décisions en matière d'offre de travail. Si les salariés les moins payés trouvent relativement moins coûteux que les autres de changer d'emploi alors les faibles salaires ne sont pas la conséquence d'une ancienneté brève mais à l'inverse les anciennetés brèves peuvent résulter de salaires peu élevés. Ces deux biais sont liés puisque l'existence de biais d'hétérogénéité individuelle implique pour une part l'endogénéité et que l'un et l'autre se traduisent par une corrélation entre les variables explicatives du salaire et le terme d'erreur de la fonction.

On mesure alors toute l'importance qu'il y a à évaluer correctement la rentabilité salariale de l'ancienneté quand on s'interroge sur l'accumulation optimale de capital humain pendant la vie active. Le travail de Kim et Polacheck (1994) insiste sur l'importance du souci de correction des biais dans la comparaison des carrières salariales des hommes et des femmes.

### **1-1. Les données et les populations d'analyse**

Les données longitudinales de salaires utilisées sont issues des déclarations annuelles de salaires remplies par les employeurs des secteurs privé et semi-public (Déclarations Annuelles de Données Sociales, DADS) interrogeant les salariés nés en octobre des années paires (le taux de sondage est de 1/25).

Les comparaisons de carrière salariale individuelle entre hommes et femmes nécessitent de travailler sur deux populations supposées comparables du point de vue de la continuité de leurs carrières, dans la mesure où l'on souhaite écarter les disparités qui seraient relatives à des caractéristiques individuelles ou de parcours nettement différenciées selon le genre. Puisque dans l'analyse de profils de carrière efficaces, seul le critère salarial est retenu, (l'hypothèse sous-jacente est que l'argument salaire a *a priori* la même importance pour l'évolution de carrière des hommes et des femmes), l'analyse porte ici sur des populations rendues homogènes par le fait qu'elles présentent des rapports à l'emploi observés équivalents : des salariés toujours en emploi à temps plein sur toute la période considérée. Les échantillons de travail sont donc des échantillons cylindrés d'une population homogène : les individus sont tous des salariés à temps complet du secteur privé avec des carrières sans interruption d'au moins un an. En revanche, ils ont pu connaître des périodes d'inactivité au cours des différentes années<sup>14</sup>. On prend ainsi la parti d'écarter de l'analyse les salariés, probablement en majorité féminins, qui ont été amenés à ne plus être actifs occupés pendant une période longue, c'est à dire supérieure à une année calendaire. On aboutit en définitive à un échantillon de 5 917 femmes et 16 381 hommes du secteur privé suivis sur toute la période 1993–1998<sup>15</sup>. Cette homogénéisation des deux sous-populations que l'on souhaite comparer conduit inévitablement à une plus forte déformation de l'échantillon de femmes par rapport à la population active de référence que cela n'est le cas pour les hommes. Ainsi, le secteur privé est composé à 42 % de femmes et 58 % d'hommes, alors que notre échantillon global ne compte qu'un peu plus de 26 % de femmes<sup>16</sup>. Cet écart est dû en grande partie à l'élimination des salariés à des temps partiels de nos analyses, puisque le temps partiel concerne environ 32 % des femmes pour seulement 5 % de la main d'œuvre masculine. De ce fait, une catégorie professionnelle très féminisée comme celle des employés (à hauteur d'environ 75 %) et dont plus de 35% des femmes travaillent à temps partiel, apparaît largement sous-représentée dans l'échantillon auquel on a recours.

### *La définition des variables*

Le modèle utilisé est une fonction de gains de capital humain reliant le logarithme du salaire annuel à une forme quadratique de l'expérience sur le marché du travail, décomposée entre une durée passée dans le dernier emploi – l'ancienneté dans l'entreprise – et une durée hors de l'emploi – l'expérience nette. Ces variables ont été construites à partir des informations disponibles dans l'enquête. En conséquence, l'expérience totale est définie comme la différence entre la date d'enquête et la date d'entrée sur le marché du travail (qui n'est autre que l'année d'entrée dans le fichier ou issue d'un calcul d'imputation : cf Note Roux, 2000). Est entrant dans le panel l'année  $t$  l'individu absent auparavant et âgés d'au plus 30 ans. L'ancienneté dans l'emploi est la différence entre la date courante et la date d'entrée dans le dernier emploi. L'expérience nette correspond au temps passé sur le marché du travail hors de cet emploi (expérience totale – ancienneté). Le diplôme ou le nombre d'années d'étude ne sont pas non plus des informations disponibles. Notre objet n'étant pas ici d'évaluer le rendement salarial de l'éducation corrigé des biais d'endogénéité et d'hétérogénéité individuelle non observée (cf Guillotin et Sevestre, 1994), mais d'évaluer ceux de

<sup>14</sup> On a pu remarquer que ces épisodes d'inactivité intra-année étaient en moyenne de 20 % supérieurs pour les femmes que pour les hommes.

<sup>15</sup> Un tirage aléatoire au sein des données sources au 1/10<sup>ème</sup>, suivi des restrictions relatives à la participation des salariés au marché du travail (actifs occupés du secteur privé à temps complet de 1993 à 1998) permet d'obtenir ces deux échantillons de travail.

<sup>16</sup> Sans compter l'exclusion du secteur public féminisé à 60 %.

l'expérience et de l'ancienneté, l'effet de la formation initiale est pour une part contrôlé en l'approchant par la PCS occupée (Lollivier et Payen, 1990).

Concernant le salaire, les observations correspondant à des rémunérations trop faibles ou anormalement élevés ont été éliminées. Variable dépendante de l'équation de gains, le salaire annuel est calculé comme le salaire de 360 jours de paie, défini à partir du rapport entre le salaire net perçu sur la durée de l'emploi au nombre de jour de paie déclarés par l'employeur. Pour les salariés qui n'ont pas travaillé toute l'année (ils sont seulement 14 % des échantillons des hommes et des femmes à être plus d'un jours inactif dans l'année), le salaire annuel est alors de ce fait le salaire d'un individu s'il avait travaillé toute l'année, calculé sur la base du salaire par jour de paie qu'il a effectivement travaillé : on fait comme si le salaire journalier observé était indépendant de la durée de travail. En compensation de cette hypothèse, source éventuelle d'erreur, une variable de durée d'inactivité dans l'année est introduite dans la fonction de gains. L'année est l'unité d'observation retenue : si plusieurs séquences d'emploi coexistent une même année, on ne retient que celle dont la durée est la plus longue pour affecter à l'observation les caractéristiques de l'emploi correspondant. Le salaire annuel est alors calculé comme la moyenne arithmétique des différents salaires sur l'année pondérés par les durées de paie correspondantes. La fonction de gains intègre des variables intra-année relatives au nombre d'emplois rémunérés occupés.

Enfin, plus précisément, la variable dépendante dans la fonction de gains est le logarithme du salaire annuel en milliers de francs constants de 1980.

### *La structure des échantillons*

Les salariés échantillonnés ont en 1993 des âges moyens et médians de 35 ans, identiques pour les deux sexes. Sur les 6 années d'observation, les durées d'ancienneté moyenne des hommes et des femmes sont du même ordre. Les répartitions au sein des 2 populations entre expérience et ancienneté sont très semblables. En outre, les échantillons sélectionnés correspondent à des hommes et femmes qui réalisent, pendant la période 1993-98, des mobilités inter-année et inter-entreprise comparables (cf Schémas 1 et 2). En effet, 65 % des hommes et 67 % des femmes n'ont pas changé d'employeur entre les deux dates. Les changements d'employeur année par année diminuent en moyenne de 1993 à 1998, ils concernent 16,5 % d'hommes de 1993 à 1994 et 15,5 % de femmes. De 1997 à 1998, ces taux sont respectivement de 13,9 % et 11,8 % et se sont donc réduits davantage pour les femmes.

Les hommes cadres sont en moyenne 6 % plus nombreux que les femmes dans cette PCS (tableaux 1,2 et 3). Mais la proportion des femmes cadres s'accroît de près de 30 % de 1993 à 1998, contre près de 20 % pour les hommes, ce qui corrobore certaines observations de Le Minez et Roux (2001). Les professions intermédiaires sont représentées à parts égales entre les sexes et concernent environ  $\frac{1}{4}$  de chacune des deux sous-populations. Les femmes sont près de 5 fois plus nombreuses que les hommes dans la catégorie des employés. Les effectifs de cette PCS se réduisent de respectivement 8 et 13 % sur les 6 années. Les hommes sont dans 1 cas sur 2 des ouvriers alors que les femmes appartiennent à cette catégorie pour seulement 20 % d'entre elles. On retrouve ainsi les correspondances traditionnelles entre les hommes et le monde ouvrier, les femmes et la sphère des emplois administratifs et de service.

Pour les femmes comme pour les hommes, la baisse des effectifs des ouvriers et des employés s'effectue au profit de l'augmentation des proportions de cadres et de professions intermédiaires.

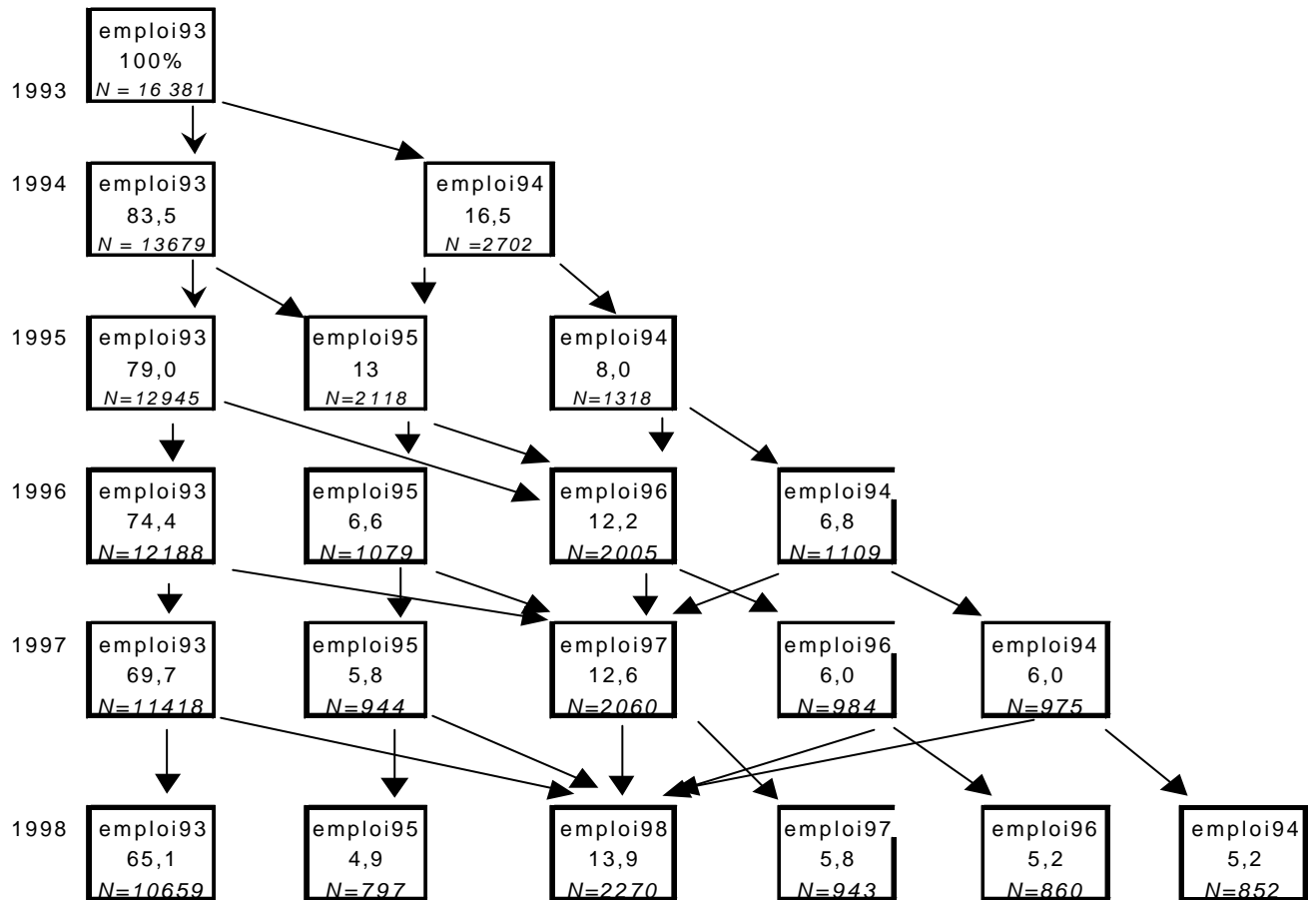
Les hommes cadres ou occupant une profession intermédiaire ont des anciennetés dans le dernier emploi plus longues que dans les autres PCS et ces durées sont supérieures de 15 % pour les hommes relativement aux femmes. Inversement, les anciennetés des femmes



dépassent celles des hommes lorsqu'il s'agit d'employés et d'ouvriers (les ouvrières ont des anciennetés de 20 % plus élevées que celles des ouvriers).

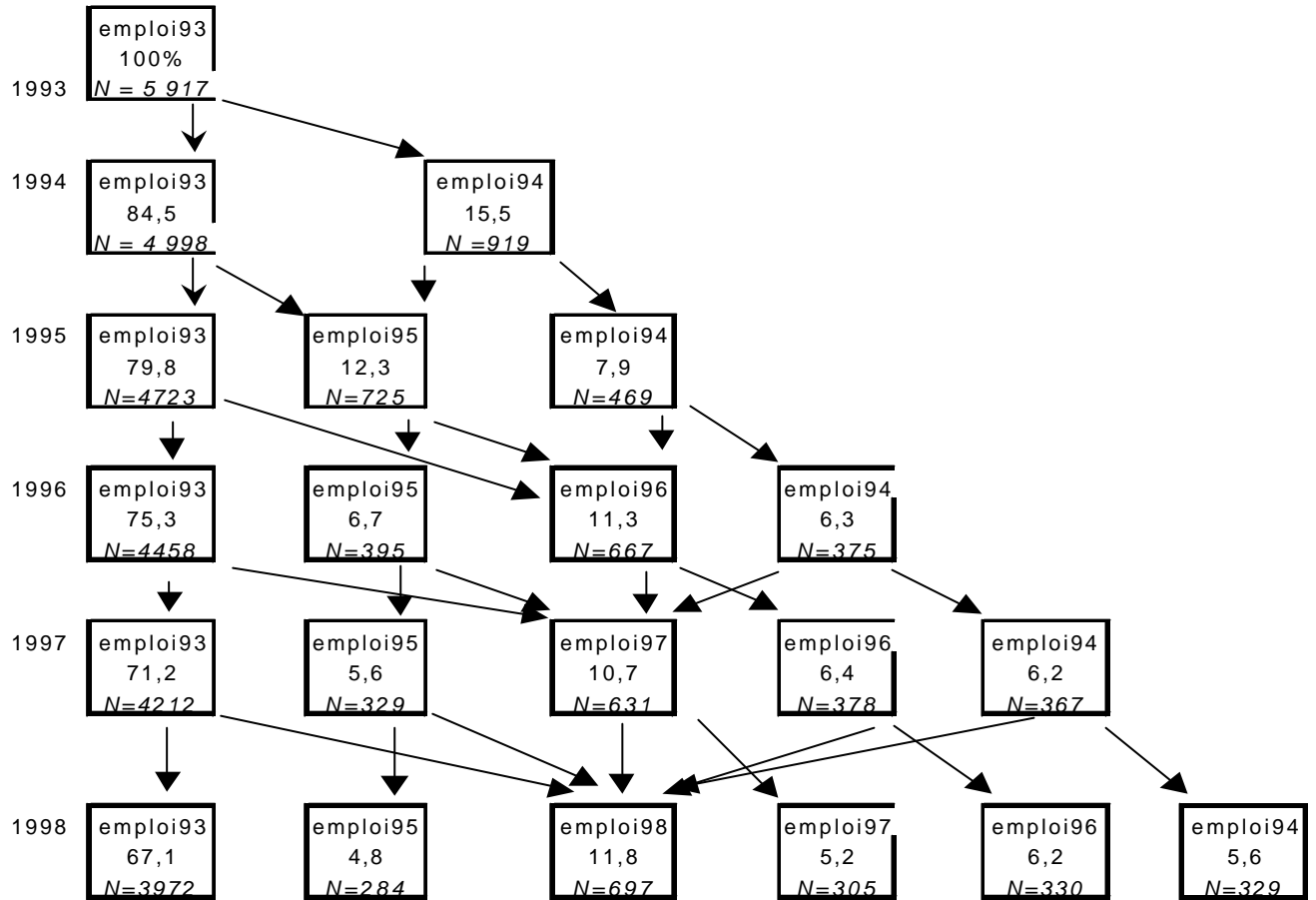
Pour les cadres, hommes ou femmes, l'ancienneté est en moyenne inférieure à l'expérience antérieure, sa durée représentant environ 80 % de l'expérience nette. Les professions intermédiaires présentent en moyenne des anciennetés plus longues que les expériences professionnelles antérieures. Les situations selon le sexe s'opposent pour les autres PCS : les femmes ouvrières ou employées ont des durées dans le dernier emploi plus longues relativement à leur expérience passée et inversement pour les hommes.

**Schéma 1 :Fréquences des parcours professionnels des hommes sur la période 1993-1998**



Lecture : 5,2 % des hommes ont changé d'emploi en 1994 et ont conservé cette nouvelle situation jusqu'en 1998 (première case en bas en partant de la droite).

**Schéma 2 : Fréquences des parcours professionnels des femmes sur la période 1993-1998**



Lecture : 6,2 % des femmes (deuxième case en bas en partant de la droite), ont eu un nouvel emploi en 1994, qu'elles ont gardé en 1995, suivi d'un nouvel emploi en 1996, qu'elles ont conservé jusqu'en 1998

## 1-2 Approche descriptive des rémunérations

Les salaires nets annuels moyens des hommes pour les différentes PCS sont toujours supérieurs à ceux des femmes. Les écarts de salaire sont les plus importants pour les cadres où le salaire moyen des hommes dépasse de 20 % celui des femmes (Tableau 3). Cet écart est de 18 % pour les ouvriers, de 14 % pour les professions intermédiaires. Il est le moins grand chez les employés où les hommes ont des salaires supérieurs de 8 % en moyenne aux rémunérations des femmes<sup>17</sup>.

La comparaison des salaires moyens en 1998 par classe d'âge au sein de chaque PCS (Tableau 5) montre que plus la qualification est élevée, plus les écarts de salaire sont croissants en fonction de l'âge : ainsi, l'écart de rémunération est pratiquement multiplié par cinq entre les moins de 31 ans et les plus de 40 ans, parmi les cadres et professions libérales alors que cet écart est simplement multiplié par 1,4 parmi les ouvriers. On remarquera que c'est au sein de la catégorie professionnelle la plus féminisée, les employés, que les écarts de rémunération en valeur absolue sont les plus faibles. Enfin, notons que c'est au sein des catégories qui comptent la plus forte proportion d'hommes, les ouvriers d'un côté, les cadres et professions supérieures de l'autre, que les écarts continuent le plus de progresser entre la classe d'appartenance 30-40 ans, et la seconde partie de vie active, au-delà de 40 ans.

Concernant les secteurs d'activité, le secteur le plus représenté pour les deux populations est celui du commerce, lequel rassemble près de 22 % des femmes et plus de 17 % des hommes. L'industrie des biens intermédiaires occupe près de 12 % des premières et 16 % des seconds. Enfin, environ 14 % des femmes travaillent dans le secteur des services aux entreprises et 12,5 % des hommes dans celui de la construction. Pour le secteur le plus représenté au sein des deux populations, l'écart salarial entre hommes et femmes est de 24 % en faveur des premiers, écart qui masque une différence dans la structure des qualifications à l'avantage des hommes. Pour les deux sexes, le secteur des activités financières est celui qui rémunère le mieux, c'est également celui où l'écart hommes-femmes est le plus grand avec un supplément salarial de 36 % pour les premiers (Tableau 4). Le secteur de l'énergie est le second secteur le plus rémunérateur, toujours à l'avantage des hommes (avec 20 % de supplément salarial). Le secteur de la construction est le seul où l'avantage en terme de salaire annuel moyen revient aux femmes plutôt qu'aux hommes, mais il faut prendre cet écart avec prudence compte tenu de la faiblesse de l'effectif féminin.

Ces résultats rendent compte de structures de rémunération entre hommes et femmes qui diffèrent selon la PCS d'appartenance, la classe d'âge ou le secteur d'activité mais ne précisent pas les autres caractéristiques, et en particulier celles relatives au développement de la productivité, sur lesquelles se fondent ces différences d'appréciation.

Afin de prolonger ce repérage sommaire, il convient donc de modéliser le processus qui au bout du compte conduit à ces différences observées de rémunération. En prenant appui sur la théorie du capital humain, on met l'accent sur les dimensions qui traduisent l'accumulation de compétence des individus dans l'emploi. Le raffinement progressif des traitements économétriques, permettra de mieux identifier ces effets, en contrôlant à la fois les caractéristiques qui structurent fortement la hiérarchie des salaires (le secteur d'activité, la PCS, ...) et des attributs inobservés supposés constants dans le temps qui participent également à la détermination des revenus salariaux.

---

<sup>17</sup> Meng et Meurs (2001) remarquent que l'écart salarial entre hommes et femmes est plus réduit dans les professions à dominante féminine que dans celles à dominante masculine ; Colin (1999) rappelle que les secteurs très féminisés offrent des salaires moindres et que la pénalisation est plus forte pour les hommes que pour les femmes.

**Tableau 1 : Panel cylindré des femmes**

	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Expérience nette (ans)	6.92	7.33	7.69	8.18	8.67	9.22
<i>Moyenne</i>	7.41	7.60	7.80	8.72	8.29	8.56
<i>Ecart-type</i>	4.40	5.00	5.41	6.00	6.62	7.21
<i>Médiane</i>						
<b>Ancienneté dans l'entreprise (ans)</b>						
<i>Moyenne</i>	7.02	7.58	8.20	8.72	9.22	9.66
<i>Ecart-type</i>	7.63	7.77	7.94	8.06	8.23	8.47
<i>Médiane</i>	4.00	4.66	5.25	5.00	6.00	7.00
<b>Secteurs d'activité (%)</b>						
Industrie agricole et alimentaire	4.49	4.63	4.68	4.71	4.68	4.63
Industrie des biens de cons.	9.59	9.49	9.54	9.59	9.63	9.73
Industrie automobile	1.72	1.72	1.70	1.70	1.69	1.69
Industrie des biens d'équipement	4.73	4.69	4.78	4.79	4.81	4.73
Industrie des biens intermédiaires	11.82	11.80	11.84	12.01	12.03	11.80
Energie	1.89	1.89	1.89	1.90	1.89	1.92
Construction	1.94	1.94	1.99	1.97	1.85	1.82
Commerce	21.97	21.61	21.80	21.78	21,9	21.88
Transport	3.83	3.76	3.75	3.80	3.93	4.00
Activités financières	10.68	10.57	10.54	10.46	10.35	10.39
Activités immobilières	2.41	2.38	2.34	2.26	2.12	1.94
Services aux entreprises	13.90	14.26	13.89	13.74	13.85	14.21
Services aux particuliers	5.51	5.47	5.40	5.42	5.32	5.25
Education, santé, action sociale	5.00	5.22	5.22	5.18	5.25	5.32
Administration	0.52	0.57	0.64	0.69	0.70	0.69
<b>PCS</b>						
Cadres, prof. Intel. sup.(*)	9.59	10.24	10.85	11.20	11.83	12.64
Prof. Intermédiaires	22.79	22.52	23.88	25.14	25.75	26.02
Employés	45.49	45.58	43.94	42.99	42.14	41.76
Ouvriers	20.33	20.29	20.22	19.97	19.87	19.40
Apprentis	1.77	1.35	1.09	0.67	0.38	0.16

(\*) Les chefs d'entreprise salariés sont intégrés dans cette catégorie.

**Tableau 2 : Panel cylindré des hommes**

	1993	1994	1995	1996	1997	1998
<b>Expérience nette</b> (ans)						
<i>Moyenne</i>	7.51	7.95	8.31	8.78	9.32	9.94
<i>Ecart-type</i>	7.31	7.52	7.67	7.90	8.16	8.45
<i>Médiane</i>	5.73	6.21	6.64	7.16	7.87	8.62
<b>Ancienneté dans l'entreprise (ans)</b>						
<i>Moyenne</i>	7.04	7.58	8.19	8.73	9.19	9.57
<i>Ecart-type</i>	7.56	7.71	7.87	8.05	8.26	8.53
<i>Médiane</i>	4.00	4.83	5.33	5.00	6.00	7.00
<b>Secteurs d'activité (%)</b>						
Industrie agricole et alimentaire	4.65	4.55	4.54	4.54	4.52	4.46
Industrie des biens de cons.	4.96	4.96	4.93	4.93	4.85	4.89
Industrie automobile	3.99	3.98	4.05	4.07	3.99	3.87
Industrie des biens d'équipement	9.71	9.59	9.67	9.69	9.71	9.63
Industrie des biens intermédiaires	16.01	15.90	15.97	15.99	16.07	16.04
Energie	3.25	3.32	3.34	3.33	3.32	3.32
Construction	12.74	12.63	12.67	12.52	12.56	12.52
Commerce	17.02	17.00	17.23	17.39	17.48	17.55
Transport	9.17	9.30	9.31	9.45	9.55	9.60
Activités financières	4.17	4.15	4.10	4.07	4.09	4.10
Activités immobilières	1.23	1.33	1.27	1.14	0.92	0.77
Services aux entreprises	9.02	9.05	8.81	8.74	8.74	8.96
Services aux particuliers	3.12	3.18	3.07	3.08	3.12	3.15
Education, santé, action sociale	0.76	0.83	0.82	0.84	0.87	0.90
Administration	0.20	0.23	0.22	0.22	0.21	0.24
<b>PCS</b>						
Cadres, prof. Intel. sup.	15.73	16.11	16.87	17.55	17.95	18.77
Prof. Intermédiaires	21.80	22.18	22.53	22.97	23.71	24.10
Employés	8.18	8.31	8.00	7.53	7.24	7.10
Ouvriers	52.64	52.23	51.82	51.32	50.73	49.8
Apprentis	1.62	1.15	0.76	0.59	0.35	0.23

**Tableau 3 :****Structure par PCS des femmes et des hommes selon les différentes durées d'expérience**

	Cadres		Prof. Interm		Employés		Ouvriers	
	<i>Hommes</i>	<i>Femmes</i>	<i>Hommes</i>	<i>Femmes</i>	<i>Hommes</i>	<i>Femmes</i>	<i>Hommes</i>	<i>Femmes</i>
Moyenne								
Expérience nette (en années)	10.54	9.54	8.58	7.97	7.4	7.52	8.31	8.47
Ancienneté	9.03	7.84	9.33	8.69	7.14	7.93	8.05	9.66
Salaire annuel (en francs 1980)	115 075	92 668	68 361	60 078	48 941	45 279	46 577	39 421

**Tableau 4 :**  
**Salaires annuels moyens par sexe et secteur d'activité en francs 1980**

Secteurs d'activité	Hommes	Femmes	Ecart salarial [H/F-1].100
Industrie agricole et alimentaire	52 494	42 566	23.3
Industrie des biens de cons.	63 395	49 486	28.1
Industrie automobile	60 373	50 314	19.9
Industrie des biens d'équipement	66 379	56 247	18.01
Industrie des biens intermédiaires	58 432	46 558	25.5
Energie	78 493	65 452	19.9
Construction	46 105	49 152	-6.2
Commerce	56 995	45 940	24.1
Transport	56 685	56 365	0.57
Activités financières	89 690	65 859	36.2
Activités immobilières	58 618	52 698	11.2
Services aux entreprises	70 367	57 106	23.2
Services aux particuliers	53 669	43 543	23.2
Education, santé, action sociale	52 836	46 432	13.8
Administration	65 183	54 514	19.6

**Tableau 5 :**  
**Salaires annuels moyens en francs 1980 par sexe, âge et PCS de 1998**

PCS en 1998		Hommes	Femmes	Ecart salarial	(H/F-1).100
Cadre	Au plus 30 ans	82 130	76 371	5 759	7,54
	De 30 à 40 ans	108 549	91 469	17 080	18,67
	Plus de 40 ans	130 165	101 687	28 478	28,01
Prof. Interm	Au plus 30 ans	56 758	51 883	4 875	9,40
	De 30 à 40 ans	68 170	59 758	8 412	14,08
	Plus de 40 ans	75 422	66 261	9 161	13,83
Employé	Au plus 30 ans	43 159	39 945	3 215	8,05
	De 30 à 40 ans	50 871	45 613	5 258	11,53
	Plus de 40 ans	55 684	50 325	5 359	10,65
Ouvrier	Au plus 30 ans	43 337	36 492	6 844	18,76
	De 30 à 40 ans	47 347	38 892	8 454	21,74
	Plus de 40 ans	50 999	41 128	9 870	24,00
Ensemble		62 596	50 887	11 709	23,01

### 1-3 Entre expérience et ancienneté : itinéraires optimaux et hétérogénéité individuelle

Nous estimons ici séparément, pour les hommes et les femmes, leurs rendements de l'expérience sur le marché et de l'ancienneté dans l'entreprise en ayant recours à deux fonctions de gains où l'on contrôle l'hétérogénéité non observée des salariés.

L'hétérogénéité individuelle non observée est traitée par l'intermédiaire de l'introduction d'une constante individuelle spécifique dans les fonctions de gains par sexe. En effet, pour estimer ces équations de salaire, la corrélation entre les variables de capital humain (notamment l'expérience) et l'effet spécifique individuel représentatif des caractéristiques individuelles non observées, rend non convergentes les méthodes d'estimation usuelles. Si

l'on fait l'hypothèse que l'hétérogénéité individuelle fait partie du terme d'erreur du modèle, la procédure des Moindres carrés quasi-généralisés conduit à des estimations biaisées des paramètres du fait de la corrélation entre cette composante de la perturbation aléatoire et les variables explicatives. Dépasser cette difficulté consiste à faire des estimations intra-individuelle. La procédure d'estimation revient alors à éliminer des régressions les variables invariantes dans le temps. On teste l'existence d'effet fixe individuel au moyen d'un test de Fischer (le modèle à effet fixe est préférable au modèle sans facteur).

Les équations de salaire estimées sont de la forme ci-dessous : ( avec l'indice  $i$ , pour l'individu, et  $t$ , pour l'année).

$$\ln \text{salaire}_{it} = \mathbf{b}_1 \cdot \text{ancienneté}_{it} + \mathbf{b}_2 \cdot \text{ancienneté}_{it}^2 + \mathbf{g}_1 \cdot \text{exp erience}_{it} + \mathbf{g}_2 \cdot \text{exp erience}_{it}^2 \\ + \mathbf{d} \cdot \text{anc. exp erience}_{it} + \sum_k \mathbf{q}_k S_{k,i,t} + \sum_j \mathbf{h}_j PCS_{j,i,t} + \mathbf{r} \cdot \text{Region}_{it} + \mathbf{I}i \cdot \text{Inac}_{it} + \mathbf{m} \text{Mob}_i + u_i + e_{it}$$

où  $S$  est le vecteur de variables de secteur d'activité, *Région* correspond au lieu de travail (Paris/Province), *Inac* mesure la durée d'inactivité au cours de l'année, *Mob* indique l'existence de mobilité entre employeur au sein d'une même année d'observation.

### *Premiers constats*

Toutes choses égales par ailleurs, une année supplémentaire d'ancienneté dans l'emploi tout comme l'expérience acquise en dehors, augmentent en moyenne le salaire de près de 2 % pour les hommes comme pour les femmes. Si l'effet fixe individuel est pris en compte dans des fonctions de gains où ancienneté et expérience nette sont introduites, les coefficients associés à ces deux variables sont de 0.0209 et 0.0194 pour les hommes et de 0.02112 et 0.0194 pour les femmes. Sans contrôle de l'hétérogénéité non observée, ils sont respectivement de 0.0208 et 0.0183 pour les hommes et de 0.01301 et 0.01203 pour les femmes. La prise en compte de cette hétérogénéité individuelle modifie davantage les rendements des femmes que ceux des hommes et rapproche les rendements obtenus pour les femmes de ceux des hommes. Ce constat tend à montrer l'importance relative des caractéristiques inobservées (motivations, talents, capacités relationnelles...) de ces dernières dans la rentabilisation de leur expérience sur le marché du travail.

En moyenne, lorsque l'expérience professionnelle s'accroît, l'ancienneté devient de moins en moins rentable. Ce phénomène est davantage marqué pour les hommes que pour les femmes. La baisse du rendement marginal de l'ancienneté n'est pas identique quelque soit l'expérience professionnelle antérieure.

Les tableaux 6 et 7 ci-après fournissent les rendements moyens pour les hommes et les femmes selon la part de l'ancienneté dans l'expérience professionnelle. Pour des expériences hors de l'emploi données – c'est à dire pour des durées d'expérience nette définies - (lecture en colonne des tableaux 6 et 7), ce constat est différent entre les sexes. Pour les hommes qui totalisent cinq années d'expérience antérieure, le taux de croissance annuel moyen de leur rendement sur les quinze dernières années d'ancienneté est de 0,51 % (s'ils restent dans la même entreprise jusqu'à la fin de leur carrière); ce taux est de 0,56 % pour une expérience antérieure de dix ans ( une expérience totale de durée identique), et il est de 0,67 % quand l'expérience nette passée est de vingt ans. Pour les femmes, ces mêmes taux de croissance des rendements des quinze dernières années d'ancienneté pour des expériences antérieures hors emploi de différentes durées (5, 10 et 20 ans) sont respectivement de 0,72 %, 1,01 % et



1,65 %. Lorsque l'on considère les quinze dernières années de vie active dans une même entreprise, les rendements salariaux de l'ancienneté pour les femmes semblent rattraper ceux de hommes, puisque ces taux croissent plus rapidement pour les salariées que pour les hommes et d'autant plus rapidement que les parcours antérieurs à ces quinze dernières années sont marqués par des mobilités externes.

Une lecture en diagonale des tableaux 6 et 7 permet d'établir les profils d'accumulation expérience-ancienneté efficients pour chacune de deux populations. Pour les femmes, à partir de 20 ans d'expérience nette, la mobilité relativement à l'accumulation d'ancienneté n'est plus rentable alors que c'est au-delà de 12,5 ans d'expérience, que ce constat peut être fait pour les hommes.

Quelque soit la durée de l'expérience professionnelle antérieure, l'ancienneté dans l'emploi est toujours plus payante pour les hommes que pour les femmes mais ces écarts s'amenuisent selon le mode d'accumulation de l'expérience professionnelle : si l'accumulation ne se fait que par l'intermédiaire de l'ancienneté dans l'emploi, l'écart entre les parts du salaire qui rémunèrent l'ancienneté ne fait que s'accroître entre les sexes (toutes choses égales par ailleurs, les salaires pouvant être identiques mais la rémunération de chaque facteur qui le compose – expérience nette et ancienneté - n'est pas la même). Pour des expériences passées de dix ans, les écarts de salaire expliqués par l'expérience se réduisent après environ dix ans d'ancienneté. Au-delà de quinze ans d'expérience nette, les différences de rendement de l'expérience entre hommes et femmes s'amenuisent progressivement.

Pour déterminer les modes d'accumulation de l'expérience optimaux, il s'agit de comparer les différents rendements sur chaque diagonale (c'est à dire pour des expériences globales identiques). Le parcours des hommes est davantage marqué par des mobilités au cours des 7 premières années de vie active puis marqué par des périodes longues dans la même entreprise. Le parcours optimal des femmes consiste à accroître l'ancienneté dès le début de carrière – les 10 premières années de vie active – puis progresser par des mobilités entre entreprises. Le critère de sélection des étapes successives d'accumulation est dû au seul rendement salarial de l'expérience (si les choix de carrière se faisaient sur ce seul critère alors les parcours optimaux seraient de ce type)

Les différences de rendement de l'expérience entre hommes et femmes sont davantage marquées en début de carrière et pour des anciennetés faibles : pour une expérience passée de 5 ans, la première année dans l'entreprise correspond à un rendement pour les hommes de 26 % supérieur à celui des femmes et avec 5 années de plus dans l'entreprise (soit une ancienneté de 5 ans), il reste supérieur de 17 %. Pour une expérience antérieure de 15 ans, ces écarts de rendement de l'ancienneté sont de 20 % la première année et 14 %, 5 ans plus tard, en faveur des hommes. L'écart salarial entre hommes et femmes expliqué par l'ancienneté dans la firme est seulement réduit d'un tiers en moyenne entre la première et la cinquième année dans la même entreprise.

Un simple calcul des rapports des taux de rendement masculin et féminin rend plus aisée la comparaison (cf. tableau 8). Il apparaît clairement que les écarts de rendement sont particulièrement prononcés en début de vie active, avec un différentiel de 26 % à l'embauche à l'avantage des hommes, lorsqu'on considère des actifs avec une expérience professionnelle préalable de 5 ans. Plus l'expérience professionnelle préalable est importante, moins les écarts de rendements de l'ancienneté à l'embauche sont prononcés. Par ailleurs, ces écarts de rendement d'une année d'ancienneté diminuent à mesure que celle-ci s'accroît. A caractéristiques individuelles identiques, ce résultat suggérerait l'existence d'un mécanisme de discrimination statistique des femmes au moment du recrutement, discrimination tendant à s'estomper à mesure que l'employeur acquerra de l'information sur leur véritable contribution productive et qu'il est en mesure d'apprécier l'apport de leur expérience antérieure.



**Tableau 7 :**  
**Taux de rendement moyen de l'expérience des femmes et profils de carrière efficients**

ancienneté	expérience nette (ans)												
	0	2,5	5	7,5	10	12,5	15	17,5	20	22,5	25	27,5	30
0	0,0000	0,0855	0,1639	0,2354	0,2998	0,3573	0,4077	0,4512	0,4876	0,5171	0,5395	0,5550	0,5634
2,5	0,0923	0,1716	0,2440	0,3093	0,3676	0,4189	0,4633	0,5006	0,5309	0,5542	0,5706	0,5799	0,5822
5	0,1764	0,2496	0,3158	0,3750	0,4272	0,4724	0,5106	0,5418	0,5660	0,5832	0,5934	0,5966	0,5928
7,5	0,2522	0,3192	0,3793	0,4324	0,4785	0,5175	0,5496	0,5747	0,5928	0,6038	0,6079	0,6050	
10	0,3197	0,3807	0,4346	0,4816	0,5215	0,5545	0,5804	0,5994	0,6113	0,6163	0,6142		
12,5	0,3790	0,4338	0,4817	0,5225	0,5563	0,5831	0,6030	0,6158	0,6216	0,6204			
15	0,4301	0,4788	0,5205	0,5552	0,5829	0,6036	0,6173	0,6240	0,6237				
17,5	0,4729	0,5154	0,5510	0,5796	0,6012	0,6157	0,6233	0,6239					
20	0,5074	0,5439	0,5733	0,5958	0,6112	0,6197	0,6211						
22,5	0,5337	0,5640	0,5874	0,6037	0,6130	0,6153							
25	0,5518	0,5760	0,5932	0,6034	0,6066								
27,5	0,5616	0,5796	0,5907	0,5948									
30	0,5631	0,5751	0,5800										
32,5	0,5564	0,5622											
35	0,5415												

**Tableau 8 : Rapports (H/F) des taux de rendements des tableaux 6 et 7**

ancienneté	expérience nette (ans)						
	0	5	10	15	20	25	30
0	0,000	1,262	1,237	1,206	1,168	1,120	1,059
5	1,129	1,174	1,168	1,145	1,107	1,055	0,983
10	1,130	1,144	1,132	1,103	1,058	0,994	
15	1,131	1,128	1,105	1,067	1,010		
20	1,132	1,115	1,082	1,031			
25	1,134	1,105	1,058				
30	1,136	1,093					
35	1,140						

**Tableau 9 :**  
**Répartition en % des hommes selon leur expérience sur le marché du travail**

ancienneté	expérience nette (ans)						
	0	5	10	15	20	25	30
0	0,89	2,46	3,45	2,62	2,68	1,90	1,25
5	4,11	5,83	7,21	6,91	5,89	4,01	
10	3,78	4,25	4,90	4,85	3,59		
15	2,86	2,90	3,52	2,17			
20	3,81	2,16	1,75				
25	4,50	0,17					
30	5,59						

**Tableau 10 :**  
**Salaires annuels moyens des hommes selon leur expérience sur le marché du travail**

ancienneté	expérience nette (ans)						
	0	5	10	15	20	25	30
0	35 160	41 610	50 621	56 691	60 124	59 552	70 315
5	42 975	48 366	54 595	60 546	59 436	65 449	
10	49 754	54 739	59 412	59 644	62 880		
15	57 438	62 633	62 998	67 309			
20	62 346	62 515	62 408				
25	64 644	60 395					
30	74 077						

**Tableau 11 :**  
**Répartition en % des femmes selon leur expérience sur le marché du travail**

ancienneté	expérience nette (ans)						
	0	5	10	15	20	25	30
0	1,06	2,86	3,23	2,08	2,17	1,36	1,27
5	4,82	7,75	6,99	6,25	4,67	4,22	
10	4,43	5,09	5,11	4,24	3,29		
15	3,44	3,25	2,60	1,72			
20	4,21	1,58	1,27				
25	4,74	0,09					
30	6,19						

**Tableau 12 :**  
**Salaires annuels moyens des femmes selon leur expérience sur le marché du travail**

ancienneté	expérience nette (ans)						
	0	5	10	15	20	25	30
0	32 381	40 674	48 662	53 318	50 724	48 799	56 974
5	40 880	46 904	50 441	50 897	49 733	52 170	
10	44 925	50 446	52 368	50 821	53 844		
15	49 048	51 630	53 555	54 500			
20	52 457	53 245	53 496				
25	52 863	49 467					
30	59 460						

Les analyses basées sur les niveaux de salaire nous ont conduit à établir des « parcours optimaux » d'accumulation de l'expérience (fixant la part de l'ancienneté) basés exclusivement sur son rendement salarial. Nos résultats montrent que selon les modes d'accumulation de l'expérience, les femmes peuvent connaître des évolutions de salaire rattrapant ainsi leur retard relatif aux hommes, mais sans que leurs salaires atteignent pour autant ceux de ces derniers. D'autres critères que les rendements de l'expérience entrent en ligne de compte dans l'étude des évolutions salariales des hommes et des femmes. Cette première section a expliqué les progressions de salaire en ce concentrant sur les évolutions des rendements de l'expérience et de l'ancienneté. Nous poursuivons l'analyse de ces

évolutions, cette fois en modélisant directement la progression de salaire entre 1992 et 1998 et en explicitant l'effet d'autres facteurs explicatifs individuels et collectifs.

## **2- Approche des facteurs d'évolution de salaire entre 1992 et 1998 :**

L'objectif est ici d'analyser l'évolution salariale des hommes et des femmes de manière comparée en contrôlant les caractéristiques individuelles « initiales »<sup>18</sup>, c'est à dire correspondant à leur situation au début de la période de mesure, et les facteurs relatifs au changement de PCS, aux mobilités externes, aux périodes éventuelles d'inactivité et ceux liés à l'organisation du travail notamment.

Dans cette section, on s'intéresse aux déterminants de l'évolution des salaires des hommes et des femmes et on tente de mettre en évidence les facteurs qui agissent de manière différente entre ces deux populations. A partir de l'appariement des données issues des DADS avec celles de l'enquête sur le Coût de la main d'œuvre et la Structure des salaires de 1992 sur la base du *Sirène*, des variables liées au mode de gestion ou à la structure de la main d'œuvre de l'entreprise employeur en 1992 sont introduites pour expliquer les évolutions de salaire. Il s'agit de la rémunération moyenne par établissement occupé en 1992 en classes, d'indicatrices de la proportion de travailleurs à temps partiel dans l'établissement (plus de 5 %, en deçà, inconnue) et du régime horaire hebdomadaire de travail (ordinaire, décalé, en équipe, autre), d'une dichotomique indiquant l'existence d'une convention collective<sup>19</sup>, enfin, d'une dichotomique indiquant l'existence d'un système incitatif d'achat d'actions dans l'établissement. De plus, à partir d'un croisement de la nomenclature d'activité en 15 postes et de la PCS en 6 postes, on a construit un indicateur de taux de féminisation : c'est à dire qu'à chaque individu on attribue le taux de féminisation de la case correspondant à ses attributs en matière de secteur d'activité et de catégorie professionnelle. En choisissant de se caler sur les variables de 1992, on prend acte de ce que suggéraient Bayet et Colin (1998) dans leur conclusion, à savoir que les caractéristiques de l'entreprise initiale devaient avoir un rôle important dans l'explication de l'évolution des gains. Afin d'harmoniser les jeux de variables introduits dans les estimations, seules les variables correspondant à la situation professionnelle initiale de l'individu sont intégrés dans les vecteurs d'explicatives. Des estimations menées avec des variables représentant les caractéristiques individuelles de 1998 globalement ne modifient pas le sens des résultats présentés ici (excepté pour les variables de mobilité dont l'effet tend à disparaître) tout en n'améliorant que faiblement la part de variance expliquée.

### **2-1 Les caractéristiques de l'échantillon :**

L'échantillon de travail compte les individus présents dans les DADS, en 1992 et en 1998, ainsi que dans les données issues de l'enquête sur le coût de la main d'œuvre et la Structure des salaires en 1992, y compris les individus travaillant à temps partiel. Les analyses porteront comme précédemment sur le secteur privé.

La fusion initiale des deux fichiers permet de récupérer de l'information sur 9609 établissements par rapport aux 15 840 que compte l'enquête « Coûts de la main d'œuvre et

---

<sup>18</sup> Les variables correspondantes sont la taille de l'établissement en 1992, le secteur d'activité, la PCS agrégée (une position), l'ancienneté, la classe d'âge en 1992, une indicatrice du nombre d'années postérieures à 1992 de présence dans l'entreprise de 1992 et une dichotomique précisant si l'employeur de 1992 est celui du premier emploi.

<sup>19</sup> L'assujettissement de la politique salariale de l'établissement à une convention collective peut amener à un abaissement de l'écart salarial entre hommes et femmes, d'où l'intérêt de cette variable (Voir Silvera 1995, pour une discussion autour de l'impact des conventions collectives).

structure des salaires de 1992 ». Après une série de filtres successifs et élimination des doublons sur le Sirène abrégé, on arrive à 7367 établissements pour lesquels on récupère de l'information. On a vérifié qu'en structure de taille et de secteur d'activité, cette population était assez comparable à celle de la population globale de l'enquête.

Finalement, l'appariement aboutit à une population de 56 149 individus, dont 44 512, soit près de 80 % de l'échantillon, travaillent dans le secteur privé en 1992 et en 1998. 57,9 % sont des hommes et 42,1 %, des femmes. En se limitant au secteur privé, il apparaît une proportion un peu plus forte d'hommes : 64.6 % et 35.4 % de femmes.

Par ailleurs, parmi la population, ils sont près de 81 % à travailler à temps complet aux deux dates tandis que les travailleurs à temps partiel aux deux bornes constituent 4.8 % de l'échantillon. Enfin, en termes d'âge, nous sommes sur une population plutôt jeune avec 34 ans d'âge moyen et médian.

En s'intéressant aux salariés du secteur privé et travaillant à temps complet ( n=37 310) aux deux bornes, on met l'accent sur une partie du noyau dur du salariat, celle qui présente le rapport à l'emploi le plus constant. De cette manière, on assure une certaine homogénéité des échantillons d'hommes et de femmes que l'on compare.

Les femmes sont, dans l'échantillon, un peu plus jeunes que les hommes : 50 % ont au plus 32 ans contre 34 ans pour les hommes. Pour un taux de temps partiel qui tourne autour de 10 % des salariés à chacune des deux dates, on confirme la répartition très inégale selon le sexe :

Le taux de temps partiel en 1992 est de 17,4 % pour les femmes et de 5,3 % pour les hommes ; en 1998, il passe respectivement à 20,6 % et 4,8 %, soit une légère augmentation pour les femmes, contrairement à ce qui se passe pour les hommes.

## **2-2 Les évolutions de salaire détaillées :**

Sur la période étudiée, et si on considère tous les hommes d'un côté, et toutes les femmes, de l'autre (Tableau 13), on constate que les progressions de gain sont légèrement supérieures pour les femmes, avec 11.3 % de progression médiane et 24.4 % de progression moyenne contre, respectivement, 10.5 et 21.1 % pour les hommes. Si les premières années de présence sur le marché du travail sont celles au cours desquelles le revenu progresse le plus rapidement, c'est encore plus vrai pour les hommes que pour les femmes, avant 25 ans, après quoi le trend d'évolution est toujours un peu plus soutenu pour les femmes. Ce dernier est en lien avec des niveaux de rémunération situés en deçà de ceux des hommes. Ainsi, un écart de progression moyenne de 5 points de % dans la tranche 25-30 ans en faveur des femmes, ne garantit aucunement que celles-ci seront en mesure de rattraper leur retard, si l'écart initial en niveau est assez large.

**Tableau 13 :****Distribution de l'évolution salariale par sexe et âge : temps plein en 1992 – temps plein 1998 et appartenant au secteur privé aux deux dates (en %)**

	<i>1<sup>er</sup> quartile</i>	<i>Médiane</i>	<i>3<sup>ème</sup> quartile</i>	<i>Moyenne</i>	<i>N</i>
hommes (moins de 25 ans*)	+ 5.1	+ 22.8	+ 57.1	54.3 %	3948
hommes 25-30 ans	+ 3.7	+ 15.7	+ 31.7	24.4 %	5943
hommes 30-35 ans	+ 0.67	+ 11	+ 22.1	16.3 %	3561
hommes 35-40 ans	+ 1 %	+ 8.2	+ 18.5	12.3 %	5277
hommes 40-45 ans	- 1.8 %	+ 6.7%	+ 15.5 %	9.6 %	3528
hommes 45 ans et plus	- 4.4 %	+ 5.2	+ 14.6 %	9.4 %	3872
Total des hommes	-0.09	+ 10.5	+ 24.5	+ 21.1	26 129
femmes moins de 25 ans	+ 0.8	+ 21.1	+ 51.9	45.8	2036
femmes 25-30 ans	+ 1.8	+ 14.2	+ 33.3	29.3	2690
femmes 30-35 ans	+ 2.9	+ 12.7	+ 25.2	23.3	1614
femmes 35-40 ans	+ 0.7	+ 9	+ 18.6	15.3 %	2202
femmes 40-45 ans	+ 0.2	+ 7.7	+ 16 %	10.8 %	1429
femmes 45 ans et +	+ 0.63	+ 7.9	+ 17 %	11.7	1210
Total des femmes	+ 1.06	+ 11.3	+ 26.3	+ 24.4	11 181

\* Il s'agit de l'âge en 1992.

\*\* Lecture : la progression de salaire médiane des hommes âgés de moins de 25 ans en 92 a été de 22.8 % et de 54.3 % en moyenne.

Ces tendances se retrouvent, lorsqu'on décompose par grande catégorie socioprofessionnelle et tranche d'âge d'appartenance en 1992 : en deçà de 30 ans, les hommes, quelle que soit leur catégorie professionnelle d'appartenance sont privilégiés, après quoi les évolutions au regard de la médiane sont un peu plus favorables aux femmes. Une catégorie fait exception, celle des employés très féminisée. Sans doute cette catégorie masque une forte disparité des types d'employés, avec les qualifications les plus élevées peut-être davantage occupées par des hommes que par des femmes.

Si on examine en détail les progressions enregistrées par les salariés dont l'évolution se situe au premier quartile, on remarque que, hormis pour les plus jeunes, les risques de perte de revenu sont nettement plus sensibles pour les hommes que pour les femmes. Inversement, jusqu'à 45 ans, pour les salariés privilégiés situés à partir du troisième quartile, les hommes sont un peu plus avantagés que les femmes. En d'autres termes, pour une catégorie professionnelle donnée, les progressions de revenu sont un peu plus dispersées, au sein d'une tranche d'âge et entre tranches d'âge, pour les hommes que pour les femmes. Cette moindre dispersion chez les femmes doit se comprendre aussi comme une manifestation de la polarisation plus grande des femmes dans l'éventail des emplois (moindre variété des professions occupées par celles-ci).

**Tableau 14 :**  
**Distribution de l'évolution salariale par âge, sexe et PCS de l'emploi de 1992**

			1 <sup>er</sup> quartile	Médiane	3 <sup>ème</sup> quartile	Moyenne
Hommes	Cadre, chef ent.	]20 ; 30 ] ans	+12.6*	+27.7	+49.4	+36.7
		31 – 35 ans	+3.6	+14.7	+ 30.7	+23.8
		36 - 45 ans	- 0.5	+10.4	+24.1	+15.9
		> 45 ans	- 3 %	+ 7	+ 18.1	+10
	Prof. Interm	] 20 - 30 ans	+7.4	+22	+44.3	+38.9
		31 – 35 ans	+2.9	+ 14	+ 26.9	+21.6
		36 - 45 ans	- 0.6	+ 8.6	+ 17.9	+12.3
		> 45 ans	- 3.6 %	+ 5.6	+ 13.7	+11.7
	Employé	] 20 - 30 ans	+5.2	+ 18.9	+ 45.9	+41.5
		31 – 35 ans	+ 5.1	+14.6	+25.1	+24.4
		36 - 45 ans	+0.8	+8.6	+ 17.5	+12.5
		> 45 ans	- 1.2	+ 7.5	+ 15.9	+13.3
Ouvrier	] 20 - 30 ans	+1.2	+ 13.3	+ 26.8	+19.4	
	31 – 35 ans	- 1	+ 8.8	+ 18.2	+11	
	36 - 45 ans	- 2.1	+6.3	+15.2	+8.8	
	> 45 ans	- 6	+4	+13.5	+7.3	
Femme	Cadre, chef ent.	]20 ; 30 ] ans	+6.5	+ 20	+ 43.7	+29.7
		31 – 35 ans	+ 0	+ 15	+ 29.3	+19.2
		36 - 45 ans	+0.2	+10.7	+22.6	+14.5
		> 45 ans	-0.2	9.6	17.5	+14.1
	Prof. Interm	] 20 - 30 ans	+1.9	+ 18.5	+ 42.8	+29.8
		31 – 35 ans	+4.8	+ 14.9	+ 26.7	+26.3
		36 - 45 ans	+0.1	+9.96	+18.7	+14.1
		> 45 ans	+0.7	+7.4	+17.1	+11.4
	Employé	] 20 - 30 ans	+0.9	+ 15.4	+ 34.4	+31.1
		31 – 35 ans	+2.8	+12.5	+24	+21.8
		36 - 45 ans	+0.8	+ 8.6	+ 17.5	+12.5
		> 45 ans	+ 0.9	+ 8.3	+ 16.9	+11
Ouvrier	] 20 - 30 ans	+ 0	+11.4	+24.5	+28.5	
	31 – 35 ans	+2.8	+10.9	+ 22.8	+22.1	
	36 - 45 ans	-0.011	+7.2	+15.5	+13.3	
	> 45 ans	0.16	+7.2	+ 16	+12.1	

\* Note de lecture : Parmi les hommes âgés de 20 à 30 ans en 1992 et cadres ou chefs d'entreprise, travaillant à temps plein dans le privé en 1992 et 1998, la moitié a connu une augmentation relative au plus égale à 27,7 %, sur la période et un quart d'au moins 49.4 %.

Du point de vue de la comparaison des progressions en fonction de la catégorie professionnelle d'appartenance en 1992, l'évolution des salaires suit la hiérarchie des niveaux de revenu. Les cadres et chefs d'entreprise enregistrent donc les progressions les plus notables suivis des professions intermédiaires, des employés puis des ouvriers. Ces éléments de résultats sont conformes à ceux mis en évidence par Bayet et Colin (1998) pour des évolutions de revenu mesurées entre 1982 et 1992, sur un échantillon plus important.

Enfin, au-delà de 45 ans, dans chaque catégorie professionnelle, les femmes affichent clairement des évolutions de salaire supérieures à celles des hommes. Encore une fois, cette observation ne doit pas cacher le fait que les améliorations salariales sont d'amplitudes similaires ou même inférieures pour les femmes compte tenu de leur niveau de rémunération en moyenne inférieur à celui des hommes en 1992 (Cf. tableau 14).



### 2-3 Les variables qui agissent sur les progressions de salaire selon le sexe

Notre propos consiste ici à approfondir ce qui détermine les évolutions de salaire sur le moyen terme, 6 années de la carrière professionnelle, en mobilisant en particulier des variables relatives aux politiques d'entreprise. Les équations d'évolution de salaire sont estimées séparément pour les hommes et les femmes, actifs occupés dans le secteur privé à temps plein en 1992 et 1998. Dans un second temps, on corrige ces estimations de la sélection correspondant au fait de travailler à temps complet aux deux dates.

En effet, on peut penser que certaines caractéristiques inobservées influençant le régime de temps de travail (temps complet ou temps partiel) agissent aussi sur la progression de salaire entre 1992 et 1998.

Les résultats des estimations sont synthétisés dans le tableau 15. Les estimations sont conduites sur deux populations : la première concerne les salariés à temps plein et travaillant dans le privé aux deux dates ( la régression est corrigée de la sélection sur le fait de travailler à temps complet aux deux bornes), la seconde regroupe les salariés dont l'entreprise employeur en 1992 est celle de leur premier emploi.

Compte tenu du peu d'écart entre les effets des explicatives, on peut dégager du tableau 15 les grands résultats suivants :

De manière générale, on observe que le premier employeur a un rôle prépondérant dans la progression des rémunérations, en lien avec le fait que c'est en début de vie active que l'évolution de revenu est la plus massive. De manière flagrante, il apparaît un écart important, entre hommes et femmes, au regard de la progression salariale mesurée sur la période en fonction de la classe d'âge d'appartenance en 1992. Cette décroissance relative par rapport au fait d'avoir moins de 25 ans atteint son point le plus bas entre 40 et 45 ans, où elle est d'ampleur trois fois plus importante pour les hommes que pour les femmes.

L'ancienneté a un impact négatif surtout pour les hommes (non significatif pour la seconde analyse où l'employeur de 92 correspond au premier emploi), conforme à l'hypothèse que c'est au début d'une expérience d'emploi que se joue l'amplitude de l'évolution de carrière réservée à l'individu dans l'entreprise. Ceci est cohérent avec l'idée que des opérations de tri de la main d'œuvre ont cours lors des premières années d'intégration dans une entreprise, conduisant tantôt à des évictions, tantôt à des progressions rapides. Les années de présence chez cet employeur, postérieures à 1992, semblent avoir une influence un peu plus défavorable pour les femmes que pour les hommes.

Mais les changements d'entreprise (nombre d'employeurs) sont en moyenne légèrement plus favorables aux hommes qu'aux femmes – non significatif chez les premiers et négatif chez les secondes. On peut penser que le contexte moins contraint ou subi de ces changements pour les hommes explique en partie leur bénéfice relatif. On remarque cependant que lorsque les femmes changent de PCS – changement basé sur une PCS à un chiffre -, l'avantage salarial est plus accentué pour les femmes que pour les hommes.

Par ailleurs, on retrouve un résultat mis en évidence par Colin (1998) ou Bayet (1996) sur certaines catégories de travailleurs, à savoir que la durée d'inactivité, calculée en années ici, pénalise davantage les hommes que les femmes. On peut interpréter ce phénomène comme un reflet de la moindre qualification ou moindre "spécificité" d'une partie des emplois féminins qui peuvent alors s'accommoder d'interruptions plus prolongées que pour les hommes. A moins que l'interprétation émise par Bayet selon laquelle, les femmes pourraient développer des expériences hors emploi qui seraient en partie reconnues par la suite sur le plan professionnel, contienne aussi un fond de vérité. Plus prosaïquement, les interruptions

d'emploi des femmes sont du domaine plus courant que celles des hommes, lesquelles sont en majorité de nature involontaire.

Si la rémunération moyenne brut dans l'établissement occupé en 1992 n'a pas d'effet pour les femmes, on constate néanmoins que celles-ci travaillent en moyenne dans des entreprises qui paient moins que pour les hommes : un peu moins de 120 000 F de revenu médian pour les établissements employeurs des femmes contre 126 000 F. pour ceux des hommes en 1992.

Un autre point intéressant est l'effet du taux d'employés à temps partiel, qui, lorsqu'il dépasse 5 % dans l'établissement d'appartenance en 1992, est favorable à l'évolution salariale des hommes et sans effet pour les femmes. Ce constat peut ressortir du fait que comme les femmes sont majoritairement concernées par le temps partiel, elles occupent aussi des emplois moins qualifiés que ceux des hommes. Ce phénomène masquerait alors une différence de qualification à l'avantage des hommes, lesquels enregistreraient alors des progressions de salaire sensiblement supérieures.

Enfin, le taux de féminisation correspondant à un croisement entre secteur d'activité et catégorie professionnelle d'emploi influence positivement la progression salariale des hommes au détriment de celle des femmes. Plusieurs effets se conjuguent potentiellement pour rendre compte de cette observation : pour l'effet négatif sur l'évolution salariale des femmes, un taux élevé correspond vraisemblablement au cas de secteurs fortement féminisés et peu rémunérateurs et dans des qualifications comme celle des employés qui est très féminisée. L'action positive pour les hommes indique qu'il n'y a pas a priori d'effet masse qui tirerait la progression de salaire du sexe le moins représenté, les hommes, vers celle des femmes. Un homme profite donc d'être salarié dans un espace très féminisé, où ses opportunités de progression se trouveraient de fait accrues par rapport à une situation où son entourage serait formé d'une majorité de collègues masculins : ce résultat penche en faveur de l'hypothèse d'une discrimination statistique à l'égard des femmes en matière de promotion.

Le paramètre de correction de la sélection du fait d'être employé à temps plein aux deux dates est significatif et positif pour les hommes et non significatif pour les femmes. Cet effet traduit le fait que les caractéristiques non observées des salariés à temps plein s'écartent davantage de ceux des salariés à temps partiel au sein de l'échantillon masculin qu'au sein de l'échantillon féminin. Ceci est cohérent avec le fait que le travail à temps partiel est beaucoup plus commun chez les femmes qu'il ne l'est chez les hommes et donc ne confère pas un statut aussi singulier qu'à ces derniers.

La part de variance expliquée est la plus forte dans le dernier échantillon où ne sont retenus que les salariés dont l'employeur en 1992 est celui de leur premier emploi, ce qui coïncide avec l'idée que le premier employeur en début de vie active est déterminant dans la hauteur des progressions de salaire.

On constate, ici encore, que les années de présence dans l'entreprise après 1992 sont plus pénalisantes pour les femmes que pour les hommes, que le taux de féminisation est bénéfique aux hommes et que la somme des durées d'inactivité pénalise plus les hommes que les femmes.

Des analyses complémentaires menées sur une population dont l'entreprise de 1998 est identique à celle de 1992 confirment la robustesse des effets mis en évidence ci-dessus quelque soient les enchaînements de situations professionnelles considérés.

**Tableau 15 :**  
**Comparaisons des évolutions salariales de 1992 à 1998 entre hommes et femmes**  
**(l'accent est mis sur les éléments de différenciation entre sexe)**

*- Synthèse des résultats du tableau en annexe -*

<b>Populations à temps plein dans le secteur privé aux 2 dates</b> <b>Correction de la sélection sur le travail à temps plein aux deux dates.</b>  <b>variables de l'emploi de 92</b> <b>variables de mobilité</b> <b>variables de l'entreprise de 92</b>	<b>Populations à temps plein dans le secteur privé aux 2 dates, dont l'entreprise de 92 est celle du 1<sup>er</sup> emploi et dont l'entreprise de 98 n'est pas toujours celle de 92.</b> <b>variables de l'emploi de 92</b> <b>variables de mobilité</b> <b>variables de l'entreprise de 92</b>
<p>* l'impact de l'entrée dans la vie active en 1992 est équivalent pour les hommes et pour les femmes, à hauteur d'environ 7.5 %.</p> <p>* L'ancienneté n'a pas d'effet significatif, mais les années de présence dans l'entreprise occupée en 1992, depuis 92, ont un impact négatif chez les femmes et chez les hommes.</p> <p>* Les écarts de rémunération entre grandes PCS sont plus accentués chez les hommes que chez les femmes.</p> <p>* La baisse de la progression salariale avec l'âge est bien plus accentuée chez les hommes que chez les femmes.</p> <p>* travailler en Ile de France a un effet positif pour les hommes mais non significatif pour les femmes.</p> <p>* Les changements d'entreprise sont plus pénalisants pour les femmes que pour les hommes.</p> <p>* changer de PCS sans trou d'inactivité au moins une fois en 6 ans a un effet positif d'ampleur deux fois plus forte pour les femmes que pour les hommes, (changement de CS sans sortie d'occupation).</p> <p>* Pour les femmes, les progressions de salaire sont les plus fortes dans les grandes entreprises, ce qui n'est pas le cas chez les hommes.</p> <p>* La durée d'inactivité en années a une influence négative chez les hommes et positive non significative chez les femmes et</p>	<p>* l'impact de l'entrée dans la vie active en 1992, est légèrement supérieur pour les hommes que pour les femmes (9,33 contre 8,9 %).</p> <p>* L'ancienneté en 92 est sans effet significatif, mais les années de présence après 92 dans l'entreprise de 92, ont ici un impact négatif pour les hommes et les femmes, mais d'ampleur presque trois fois plus grande pour ces dernières.</p> <p>* la progression de salaire diminue avec l'âge jusqu'à atteindre moins 15 % entre 45 et 50 ans, par rapport à la référence (moins de 25 ans) pour les hommes alors que les coefficients sont non significativement différents de 0 pour les femmes, excepté pour les 30-35 ans où le coefficient est positif .</p> <p>* travailler en Ile de France en 92 n'a aucun effet pour les H comme pour les F.</p> <p>* Les écarts de salaire selon la catégorie professionnelle sont croissants pour les hommes et d'ampleur plus importante que pour les femmes : maximale chez les PI pour les femmes alors que les cadres ne se distinguent pas significativement des ouvriers en référence.</p> <p>* changer de PCS au moins une fois a un effet positif presque deux fois plus fort pour les femmes que pour les hommes.</p> <p>* le changement d'employeur inter-année est sans effet pour les H et négatif significatif pour les F, et croissant avec le nombre de changements.</p> <p>* La somme des durées d'inactivité sur l'ensemble de la période a un effet négatif et significatif (10 %) pour les hommes mais non</p>

<p>DCS2 ( le changement de pcs avec au – une année d’inactivité) a un effet négatif de plus forte ampleur pour les hommes que pour les femmes.</p> <p>* Les hommes appartenant à un établissement pour lequel la rémunération brute par individu en 92 est située dans le premier quart de la distribution, enregistrent une progression de salaire plus faible que ceux relevant du dernier quartile ( pas d’effet significatif de cet indicateur pour les femmes).</p> <p>* Les salariés hommes relevant d’un régime horaire de travail en équipe enregistrent une évolution de salaire plus faible que les autres; (pas d’effet pour les femmes).</p> <p>* Un taux de travailleurs à temps partiel de plus de 5 % par rapport à moins de 5 % en référence a un effet positif et significatif pour les hommes et non significatif pour les femmes.</p> <p>*le taux de féminisation dans le secteur d’activité croisé avec la pcs à 1 position, a un effet positif et significatif pour les H, et négatif pour la progression de salaire des F.</p> <p>R<sup>2</sup><sub>h</sub> = 12.8 %      n = 26129 R<sup>2</sup><sub>f</sub> = 6.5 %      n = 11181</p>	<p>significatif pour les femmes.</p> <p>*l’existence d’une convention collective est sans effet pour les hommes comme pour les femmes et un régime horaire différent du régime ordinaire du travail en équipe ou d’horaires décalés a un effet positif pour les hommes.</p> <p>* appartenir à une entreprise en 92 dont le taux de temps partiel est supérieur à 5 % est sans effet pour les 2 sexes.</p> <p>* le taux de féminisation dans le secteur d’activité croisé avec la pcs à 1 position, a un effet positif et significatif pour les H, et non significatif pour la progression de salaire des F.</p> <p>R<sup>2</sup><sub>h</sub> = 20.8 %      n= 7767 R<sup>2</sup><sub>f</sub> = 11 %      n = 4159</p>
--	---

(\*) Variables de l’emploi de 92 : PCS occupée en 92, ancienneté dans l’emploi, secteur d’activité, taille de l’entreprise, localisation géographique de l’entreprise, classe d’âge d’appartenance.  
La variable dépendante est la différence entre Le Log du salaire net annuel de 1998 calculé en milliers de francs 1980 et le Log du salaire correspondant pour 1992.

## 2-4 Comparaison des progressions de salaire des hommes et des femmes à caractéristiques identiques

Un point important ressortant des régressions de salaire par sexe, est le moindre tassement avec l’âge de la progression de salaire des femmes comparée à celle des hommes.

Des analyses par catégorie professionnelle montrent que ces résultats sont robustes pour chacune et les écarts particulièrement prononcés à classes d’âge égales pour les employés.

En se basant sur l’analyse du premier échantillon, salariés du privé à temps plein en 1992 et 1998, on a procédé dans un second temps à des régressions de salaire, par classe d’âge sur les deux sexes confondus en introduisant une dichotomique, pour le sexe, dans ces équations “globales”. Puis les prédictions d’évolution de gain à caractéristiques identiques - pour des valeurs correspondant à la moyenne des explicatives -, sont calculées pour chaque sexe. Enfin, l’hypothèse d’égalité entre ces moyennes est testée (Tableau 16).

**Tableau 16 :**  
**Comparaison des salaires estimés selon le sexe et par classe d'âge**

Classe d'âge en 1992	H0 : DWm – DWf =0	t   - value	Diagnostic sur H0	Ln(W92m) (*)	Ln(W92f)
Moins de 25 ans	0.3076 – 0.2078	7.11	rejeté	3.599	3.565
] 25 ; 30]	0.1667 – 0.1546	1.38	conservé	3.925	3.776
] 30 ; 35]	0.1099 – 0.1366	2.57	rejeté	4.04	3.86
] 35 ; 40]	0.0749 – 0.0911	1.97	Rejet à 5 %	4.106	3.927
] 40 ; 50]	0.0445 – 0.06	2.19	Rejet à 5 %	4.225	4.051
50 et +	0.0702 – 0.1261	1.55	conservé	4.372	4.147
N = 37 310 Avec les temps partiels :	0.1303 – 0.1222	1.9	Rejet à 6 %	4.011	3.859
N = 44 512	0.1404 – 0.1005	8.45	rejeté		
Condition supplémentaire : entreprise92 = entreprise98 N = 21 593	0.1096 – 0.1122	0.64	conservé		
Entreprise de 92 est celle du premier emploi. N = 11 926	0.1642 – 0.1431	2.8	rejeté		

Hommes et femmes travaillant à temps complet en 1992 et 1998 et salariés du privé aux deux dates.

DW est calculé comme la différence entre le Log du salaire annuel de 1998 et le Log du salaire annuel de 1992.

(\*) : Calculs du Log de salaire moyen en 1992 prédit par les régressions (même spécifications que pour les évolutions) avec valeurs des explicatives égales à la moyenne de l'échantillon.

Si on compare globalement l'évolution de salaire des hommes à celle des femmes, à valeurs des caractéristiques explicatives égales (troisième ligne du tableau), il ressort que l'écart est faiblement significatif. Le passage par l'exponentiel conduit à une progression de 14 % pour les hommes et de 13 % en moyenne pour les femmes. Avec un écart d'environ 16 % en niveau, pour le salaire de 1992, nous ne sommes pas loin de l'écart de 11% repéré comme étant l'écart moyen séparant hommes et femmes travaillant à temps complet en 1997 par Meurs et Ponthieux (2000).

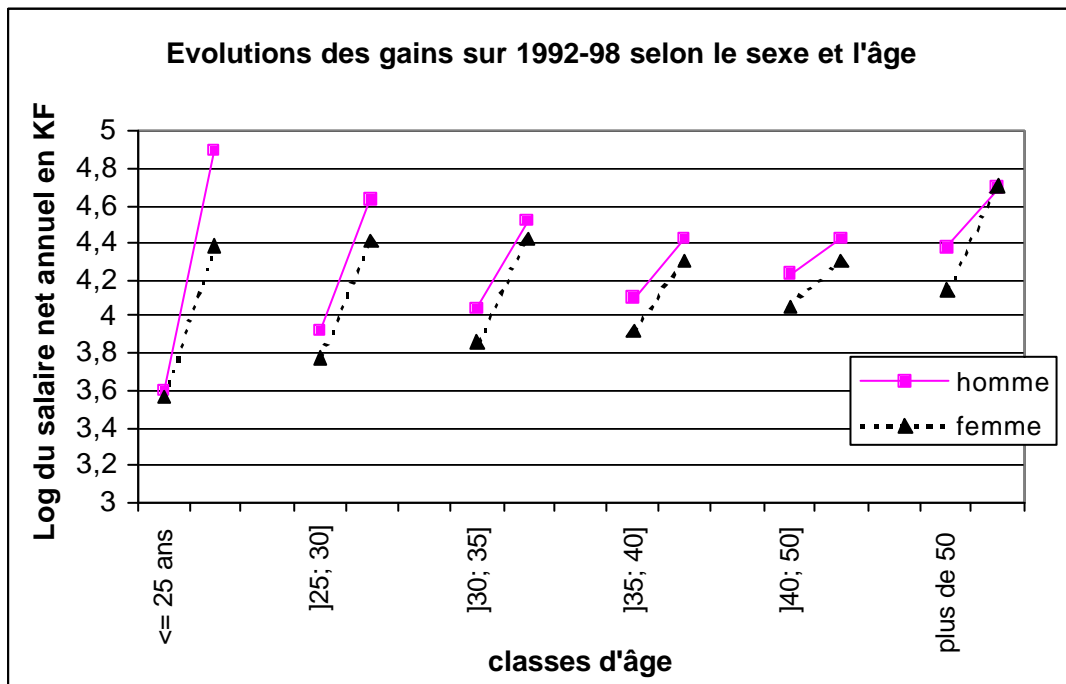
Cette progression cache en réalité des niveaux de progression nettement différenciés selon l'âge : nettement en faveur des hommes pour ceux qui ont commencé à travailler avant 25 ans, puis équivalents entre 25 et 30 ans, et largement en faveur des femmes après 30 ans et ce jusqu'à la fin de la carrière. L'écart de ces évolutions de gain en faveur des femmes, particulièrement marqué pour les plus de 50 ans, conforte les résultats observés sur les coefficients par classe d'âge des régressions par sexe.

Ces progressions de gain en moyenne plus favorables aux femmes sur une bonne partie de la carrière (pour peu que leurs caractéristiques d'emploi et de formation soient identiques à celles des hommes) n'enlèvent rien au fait qu'en niveau, les femmes sont plus pénalisées que les hommes. On peut s'en rendre compte en examinant les moyennes du Log de salaire de l'année de départ par classe d'âge et sexe (deux dernières colonnes du tableau). Il apparaît clairement que les niveaux de rémunération à partir desquels sont calculés ces progressions, bien que très proches pour la première tranche d'âge, sont systématiquement supérieurs pour les hommes, et particulièrement prononcés dans les tranches d'âge élevées.

En d'autres termes, ces niveaux de progression relative favorables aux femmes avec l'âge, s'expliquent aussi par le fait qu'elles se situent à des niveaux de rémunération en moyenne bien en deçà de ceux des hommes en début de période. La forte progression des niveaux de rémunération des hommes en début de carrière ainsi que leurs niveaux de rémunération à l'embauche contribuent largement à expliquer pourquoi leur évolution relative est plus ralentie que celle des femmes à partir de 30 ans. Le graphique ci-dessous exprime clairement la teneur des résultats du tableau précédent.

Les hommes sont dans tous les cas clairement avantagés en début de vie active comme en témoigne aussi l'écart très significatif de progression de rémunération en leur faveur dès lors que l'entreprise de 1992 est donnée pour celle de leur premier employeur (dernière ligne). En revanche, lorsque l'entreprise de 1992 est celle de 1998, l'écart n'est plus significatif, suggérant qu'il n'y aurait pas de discrimination délibérée à l'encontre des femmes au sein des entreprises, dès lors que les femmes sont dans les mêmes conditions d'emploi que les hommes.

Au total, ces résultats laissent présumer à la fois un avantage élevé pour les hommes en début de carrière et des effets d'allocation et de conditions d'emploi (statut précaire, temps partiel, faible niveau de qualification) qui touchent particulièrement les femmes et qui, de ce fait, contribuent à défavoriser leur progression de gain. La prise en compte des temps partiels, par exemple, indique clairement que les hommes sont largement moins pénalisés par ce statut - très minoritaire chez eux- que les femmes, puisque l'écart de progression en faveur des hommes est multiplié par trois par rapport à ce qu'il était lorsque seuls les salariés à temps complet étaient intégrés dans l'analyse.



## Conclusion :

En partant d'échantillons d'hommes et de femmes travaillant dans le privé à temps complet sur l'ensemble de la période 1992-1998, les résultats des analyses en panel de la première partie ont montré qu'au vu des rendements individuels de l'ancienneté et de l'expérience, hommes et femmes auraient intérêt à construire différemment leur carrière : plutôt par le marché interne en début de vie active pour les femmes suivies de mobilités inter-firme au-delà de dix années de présence sur le marché du travail, plutôt par le marché externe en début de vie active pour les hommes puisqu'on constate qu'au-delà de 13 ans d'expérience professionnelle, la mobilité n'est plus « rentable » pour eux comparativement à l'accumulation d'ancienneté.

A ce constat, s'ajoutent deux résultats : 1) les changements des coefficients de l'expérience et de l'ancienneté quand on contrôle l'hétérogénéité individuelle non observée : forte hausse des coefficients pour les femmes alors qu'il sont quasi inchangés pour les hommes ; 2) la baisse de l'écart de rendement moyen d'une année d'ancienneté entre hommes et femmes à mesure qu'ancienneté et expérience s'élèvent.

On peut ainsi rapprocher ces observations des hypothèses sous-jacentes aux modèles de discrimination statistique : un préjugé des employeurs sur une productivité moyenne des femmes inférieure à celle des hommes ou plus simplement, fondé sur l'idée d'une dispersion de leurs compétences productives plus étendue que celle des hommes, rendant plus risquée l'embauche d'une femme.

Cette incertitude maximale à l'embauche se résorberait ensuite avec l'ancienneté dans la firme à mesure que la performance productive des salariés s'exprime et se révèle dans l'activité de travail (Altonji et Pierret, 1997).

Si les vraies valeurs de la rémunération de l'expérience et de l'ancienneté par l'employeur se rapprochaient de celles obtenues par les MCO, lors des premières années d'intégration dans l'entreprise, ceci laisserait entendre qu'en rémunérant moins l'expérience et l'ancienneté des femmes, les employeurs s'assureraient contre la plus forte incertitude qualitative les concernant. Une fois l'hétérogénéité individuelle en partie mise au jour, les rémunérations seraient revues à la hausse pour tendre vers les valeurs des coefficients obtenues avec contrôle de l'hétérogénéité individuelle non observée et équivalentes à ceux des hommes.

Cette configuration expliquerait que les femmes aient plutôt intérêt à acquérir rapidement de l'ancienneté en début de carrière pour réduire l'hétérogénéité non observée qui affecte la manière dont sont rétribuées leurs caractéristiques productives individuelles dans l'entreprise – la mobilité de par les discontinuités d'itinéraire qu'elle implique étant moins à même de lever une partie de l'incertitude.

Sur des populations rendues homogènes en termes de temps de travail, on a montré dans la deuxième partie que les écarts de progression de salaire sont particulièrement forts à l'avantage des hommes en début de carrière et qu'ils s'amenuisent jusqu'à devenir positifs pour les femmes après 30 ans. Comme pour les résultats tirés de la première section, il faut évidemment relativiser la portée de ce résultat compte tenu de la sélection de l'échantillon féminin qui n'est pas représentatif de l'ensemble des femmes sur le marché du travail. Nul doute qu'en relâchant quelques contraintes d'homogénéité, comme le suggèrent des résultats du tableau 16 (inclusion des temps partiels), on voit réapparaître des écarts significatifs entre hommes et femmes en termes progression de salaire (ce que montrent les résultats de Le Minez et Roux, 2002).

Sur les facteurs explicatifs des progressions de salaire des hommes et des femmes, on note que les variances expliquées des modèles sont toujours supérieures pour les hommes que pour les femmes quel que soit l'échantillon d'analyse : les modèles utilisés rendent mieux compte de la progressions des salaires masculins que celle des salaires féminins. Ensuite, on observe que des variables relatives à la composition par sexe de la catégorie d'emplois d'appartenance de l'individu ou à la part des temps partiels par rapport aux temps plein, ont plutôt un effet positif chez les hommes et un impact négatif ou non significatif sur les femmes. Enfin, comme cela a déjà été montré, par ailleurs (notamment par Bayet, 1996 et Colin, 1999) la durée d'inactivité en années est plus pénalisante pour les hommes que pour les femmes. Mais les changements d'employeur restent en moyenne plus néfastes pour les femmes que pour les hommes.

Ces analyses demanderaient à être approfondies sur la base d'informations plus détaillées sur les modalités de rémunération et de gestion des ressources humaines dans les entreprises que celles dont nous disposons.



## ANNEXE :

## Résultats des estimations des Equations de gain commentées dans le tableau 15

Progressions de salaire sur 92-98	Temps complet et secteur privé aux deux bornes		Temps complet et secteur privé aux deux bornes Ets. de 92 = 1er employeur	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Constante	0.244	0.2298	0.365	0.2216
Année de début ds l'emploi = 92	0.0762	0.0755	0.0933	0.0893
Ancienneté en 92	0.0000281 ns	-0.00043 ns	-0.0013 ns	-0.0018 ns
Années d'ancienneté après 92	-0.0121 *	-0.0258	-0.01 *	-0.0285
Changement de PCS (1 chiffre)	0.0171	0.0369	0.0337	0.0623
Avec trou d'inactivité	-0.0778	-0.0584		
Durée d'inactivité en années	-0.00565 **	0.0013 ns	-0.0093 **	0.00296 ns
Taux de féminisation	0.000594 *	-0.00066 **	0.00166	0.00033 ns
Nombre d'emplois différents sur 6 ans :				
	-0.000495 ns	-0.0038 **	-0.0071	-0.00009 ns
<b>AGE :</b>				
<= 20				
20- 25 ans	réf.	réf.	réf.	réf.
25-30 ]	-0.0467	0.14 ns	-0.0655	0.0221 ns
35-40 ]	-0.0969	0.00618 ns	-0.0886	0.0519 **
40-45 ]	-0.129	-0.0336 *	-0.129	-0.00043 ns
45 ; 50]	-0.155	-0.0596	-0.15	-0.0292 ns
> 50 ans	-0.192	-0.0621	-0.153	-0.0168 ns
	-0.224	-0.0272 ns	-0.12	-0.048 ns
<i>Taille de l'Ets. de 1992 :</i>				
< 10				
10-49	ref.	réf.	réf.	réf.
50-99	-0.0342	-0.031 *	-0.061	-0.0288 ns
100-199	-0.0318	-0.0084 ns	-0.067	-0.0063 ns
200-499	-0.0138 ns	-0.012 ns	-0.0491 *	-0.011 ns
500 et +	-0.0187 *	-0.00369 ns	-0.022 ns	-0.0156 ns
	-0.00506 ns	0.0311 *	-0.0146 ns	0.0225 ns
Etablissement de 92 en IDF :				
<b>Variables relatives à l'entreprise de 1992 :</b>	0.0137 *	0.0209 ns	0.0872 ns	0.0213 ns
<i>Rémunération brute moyenne dans l'entreprise, quartile d'appartenance :</i>				
Q1				
Q2				
Q3	-0.0131 *	0.00253 ns	-0.0149 ns	0.013 ns
Q4	-0.00617 ns	0.00943 ns	-0.0079 ns	0.0257 ns
Taux de temps partiel ≥ 5 %	-0.00392 ns	-0.00925 ns	-0.0158 ns	-0.0174 ns
Taux de temps partiel inconnu	ref.	ref.	ref.	ref.
< 5 %	0.0142 *	0.0133 ns	-0.0053 ns	-0.0038 ns
Soumis à une convention collective :	-0.013 *	0.00713 ns	-0.0205 *	0.0072 ns
<i>Régime horaire de travail :</i>	ref.	ref.	réf.	
En équipe				
Décalé	0.0055 ns	0.00887 ns	-0.021 ns	0.012 ns
Régime autre				
Ordinaire	-0.0195	0.000036 ns	-0.0114 ns	-0.031 ns
Lambda	-0.0174 ns	-0.027 ns	-0.0103 ns	0.0055 ns
	-0.00719 ns	-0.0096 ns	0.0462 **	-0.0194 ns
	réf.	ref.	réf.	réf.
	0.274	0.0979 ns		
R <sup>2</sup>	0.128	0.0651	0.208	0.11
Progression moyenne	13 %	15.2 %	17 %	17 %
N	26129	11181	7767	4159

En l'absence d'indication, coefficients tous significatifs à 1 % ; \* à 5 % ; \*\* : à 10 % ou ns : non significatif. Les régressions comportent en plus une variable catégorielle de secteur d'activité en 11 postes, et une variable de profession en 6 modalités .

## II.3 La formation continue des hommes et des femmes salariés.

Christine Fournier avec la collaboration de Pierre Béret

Entre janvier 1999 et mars 2000, 35,8 % des salariés ont accédé à la formation continue. Cette moyenne recouvre toutefois d'importantes disparités, tant du point de vue de la répartition des formations recensées entre les multiples catégories de salariés que du point de vue des caractéristiques des formations elles-mêmes, engrangées dès lors qu'elles ont duré au moins 3 heures, quel que soit l'objectif poursuivi, la durée, la spécialité et la pratique de formation : stage, séminaire, autoformation... (voir encadré ci-dessous). La formation continue est toujours régie par la loi de 1971, adoptée alors que la population active comptait deux tiers d'hommes dans ses rangs, au demeurant encore massivement industriels. La progression constante de l'activité féminine, qui a accompagné depuis trente ans l'avancée des femmes dans le système éducatif et la tertiarisation de la population active, invite, pour le moins, aujourd'hui à réexaminer les différences entre hommes et femmes face à la formation continue.

### L'enquête Formation Continue 2000

Les données mobilisées sont issues de l'enquête Formation continue 2000, complémentaire à l'enquête emploi réalisée par l'Insee. Conçue dans le cadre d'un partenariat entre l'INSEE, la DARES, la DPD, la DGEFP, le CGP, le Service des droits des femmes et le Céreq, Formation continue 2000 visait à appréhender les formations continues suivies par les individus, y compris les formations à visées non strictement professionnelles. Elle a été réalisée auprès d'un échantillon de 28 700 personnes interrogées dans le cadre de l'enquête emploi, âgées de moins de 65 ans, qui avaient achevé leur formation initiale et n'effectuaient pas leur service militaire au moment de l'enquête. Les entretiens, réalisés en face à face, portaient sur les formations suivies après la sortie du système scolaire, avec un questionnement plus détaillé sur la période courant de janvier 1999 à février 2000. Ont été retenues toutes les actions de formation d'au moins 3 heures, quel que soit leur but, explicitement professionnel ou plus personnel (la proportion de formations à but « personnel » suivies par les salariés est de 9 %, équi-réparties entre hommes et femmes), et leur modalité (stages, alternance, formation en situation de travail ou auto-formation).

***Définition du taux d'accès à la formation continue :** part des salariés ayant suivi au moins une formation d'au moins 3 heures au cours des 14 mois précédant la date de l'enquête, soit mars 2000.*

#### 1- L'accès à la formation continue des hommes et des femmes salariés

Globalement, les taux d'accès à la formation continue des hommes et des femmes salariés sont proches : 35,6 % contre 36 %. Ces données moyennes masquent toutefois de nombreuses disparités qui renvoient au moins à deux types de facteurs : les caractéristiques de l'emploi exercé et les conditions familiales des salariés.

## 1.1 Caractéristiques des emplois et accès à la formation continue

Les emplois s'apprécient au regard d'une série de critères. Parmi ceux-ci, le secteur, la catégorie socio-professionnelle et le temps de travail contribuent à déterminer des taux d'accès à la formation plus ou moins élevés.

### 1.1.1 Secteur d'activité économique et accès à la formation continue

Deux tendances relatives aux différences entre hommes et femmes face à la formation selon les secteurs d'activité ressortent :

- les femmes appartiennent massivement à des secteurs peu généreux en formation continue (le secteur de l'habillement et du cuir revêt à cet égard un caractère exemplaire). Seuls 9 secteurs sur 36 associent taux d'accès élevé (i.e. supérieur à la moyenne) et taux de féminité élevé (les activités financières par exemple).
- elles sont dans la majorité des secteurs (20 sur 36) moins bien servies que les hommes en formation continue (dans l'industrie chimique notamment). Et 9 sur 16 des secteurs dans lesquels elles sont avantagées affichent des taux d'accès inférieurs à la moyenne (l'hostellerie-restauration particulièrement).

Sont très féminisés les secteurs de l'éducation, de la santé et de l'action sociale, des activités récréatives et culturelles, relevant largement du public, et des activités financières et immobilières, inscrites dans le privé. Ces secteurs affichent des taux d'accès élevés qui viennent contrebalancer les faibles taux d'accès des femmes salariées affichés par ailleurs. Au final, le taux d'accès des femmes salariées est proche de celui des hommes. Reste que la plupart des secteurs affichent des différences au désavantage des femmes. Celles-ci trouvent pour partie leur source dans un accès très différencié des salariés à la formation selon les catégories socio-professionnelles auxquelles ils appartiennent.

**Taux d'accès\* des salariés à la FC selon le secteur d'activité économique et le sexe**

Secteur	Hommes**	Femmes	Ensemble***	% femmes****
Agri., sylvi., pêche	17,0	8,9	14,5	30,9
INDUSTRIE				
IAA	25,9	24,4	25,3	39,7
Hab. cuir	9,8	10,4	10,2	73,3
Ed., imprim., reprod.	28,7	34,5	30,9	37,6
Pharm., parf., entr.	44,2	55,8	49,9	49,3
Ind. équip. du foyer	35,2	35,6	35,3	43,4
Ind. Automobile	36,8	39,3	37,2	13,8
Cons. nav. aéro. ferr.	42,9	43,9	43,1	17,8
Ind. équip. méca.	32,8	57,0	35,6	11,5
Ind. équip. E. E.	42,1	43,1	42,4	29,4
Ind. prod. minéraux	28,1	20,4	26,6	19,8
Ind. textile	22,8	14,0	18,4	49,8
Ind. bois et papier	23,9	24,1	23,9	24,9
Chim., caout., plast.	46,6	30,9	43,1	22,0
Met. transfo. métaux	32,3	29,8	31,9	14,4
Ind. Compo E. E.	39,8	34,4	38,0	32,9
Prod. comb. carbu.	66,4	34,2	62,8	11,3
Eau, gaz, électricité	55,7	38,1	52,5	17,9
Construction	19,0	31,4	20,0	8,0
TERTIAIRE				
Com. et répa. Auto.	35,1	35,9	35,3	20,6
Com. de gros	32,5	30,2	31,7	32,9
Com. détail, répa.	26,0	27,1	26,6	61,1
Transports	36,7	36,8	36,7	20,7
Act. Financières	58,7	51,1	54,2	58,7
Act. Immobilières	25,1	26,9	26,2	58,7
Postes et télécom.	52,8	46,5	50,1	42,7
Conseil et assist.	47,6	38,2	43,1	48,1
Serv. opérationnels	29,3	25,7	28,0	37,5
R et D	52,0	53,2	52,6	48,1
Hôtels et restau.	20,0	25,7	22,6	46,4
Act. récr. cult. sport	38,3	45,2	41,8	51,3
Serv. perso et dom.	24,2	14,1	14,7	93,8
Education	47,7	42,3	44,3	62,7
Santé, act. sociale	42,1	41,0	41,2	80,4
Adm. publique	40,3	44,8	42,3	44,0
Act. ass. et extraterr.	49,8	46,6	47,8	61,1
ENSEMBLE				
Tous secteurs	35,6	36,0	35,8	45,9

Source : FC 2000 ; traitements céreq ; champ : hommes et femmes salariés en janvier 1999

\*\* en grisé les cases correspondant à des taux d'accès des femmes supérieurs à ceux des hommes

\*\*\* en grisé les cases correspondant à des secteurs dans lesquels le taux d'accès à la formation continue est supérieur à la moyenne

\*\*\*\* en grisé les secteurs dans lesquels la part de femmes est supérieure à la part de femmes dans la population totale des salariés

1.1.2 Catégorie socio-professionnelle et accès à la formation continue**Taux d'accès\* des salariés à la FC selon la catégorie socio-professionnelle et le sexe**

Catégorie	Hommes	femmes	ensemble	% de femmes
Cadres de la fonction publique	59,2	69,7	62,8	34,0
Professeurs, prof. scientifiques	53,0	53,2	53,1	50,1
Professions de l'inf., des arts et du spect.	39,5	35,1	37,3	49,1
Cadres adm. et com. d'entreprises	56,9	53,9	55,9	33,8
Ingénieurs et cadres tech. d'entreprises	53,2	Ns*	55,8	13,0
Instituteurs et ass.	54,0	50,8	51,9	64,9
Professions inter. de la santé et W social	49,9	57,1	55,7	80,0
Professions int. adm. de la FP	46,9	53,4	50,4	53,0
Professions inter. adm. et co. d'ent.	43,1	44,9	44,0	50,2
Techniciens	52,7	55,6	53,1	13,0
Contremaîtres, agents de maîtrise	41,6	52,2	42,2	6,0
Employés civils et ag. de serv. de la FP	35,5	34,5	34,7	79,1
Policiers et militaires	40,4	ns	39,7	13,3
Employés administr. d'entreprises	46,9	40,0	41,2	81,9
Employés de co.	26,8	23,8	24,5	76,6
Personnels de serv. dir. aux particuliers	19,8	18,1	18,3	86,8
Ouvriers qualifiés de type industriel	27,3	22,2	26,6	14,5
Ouvriers qualifiés de type artisanal	19,0	13,2	18,5	7,7
Chauffeurs	22,2	ns	21,8	4,9
OQ de la manu., du mag. et du transport	31,3	ns	30,4	8,5
ONQ de type industriel	24,1	14,5	20,5	37,2
ONQ de type artisanal	15,8	7,9	12,3	43,7
Ouvriers agricoles	17,0	ns	14,6	25,0
ensemble	35,6	36,0	35,8	45,9

Source : FC 2000 ; traitements céreq ; champ : hommes et femmes salariés en janvier 1999

Ns : non significatif

Au regard de l'accès des hommes et des femmes salariés à la formation continue, une frontière partage les catégories socio-professionnelles, qui renvoie d'un côté cadres et professions intermédiaires, de l'autre employés et ouvriers. Parmi les premiers, les femmes sont presque toujours avantagées ; font exception les cadres administratifs et commerciaux d'entreprises et les instituteurs. Parmi les seconds, c'est l'inverse. L'explication se trouve pour partie dans l'articulation entre catégories socio-professionnelles et appartenance public/privé selon le sexe.

### Répartition des hommes et des femmes selon le secteur et la CS

	hommes		femmes		ensemble	
	public	privé	public	Privé	public	privé
<b>Cadres</b>	36,5	63,5	50,3	49,7	41,2	58,8
<b>Prof. inter</b>	32,6	67,4	52,5	47,5	41,8	58,2
<b>Employés</b>	51,9	48,1	35,8	64,2	39,6	60,4
<b>Ouvriers</b>	13,5	86,5	7,2	92,8	12,2	87,8
<b>ensemble</b>	27,5	72,5	37,3	62,7	32,0	68,0

Source : FC 2000 ; traitements céreq ; champ : hommes et femmes salariés en janvier 1999

Plus de la moitié des femmes cadres et professions intermédiaires appartiennent au public contre un homme cadre ou profession intermédiaire sur trois. A l'inverse, près de deux femmes employées sur trois appartiennent au privé, contre un homme employé sur deux et les hommes ouvriers sont relativement plus nombreux dans le public que les femmes ouvrières<sup>20</sup>. Or, le public s'avère plus généreux en formation continue ou, pour le moins, les répartit de façon moins sélective puisqu'il affiche un taux moyen d'accès de 45 % contre 32 % pour le privé. Il faut également garder à l'esprit en ce qui concerne l'accès plus avantageux des femmes cadres à la formation continue qu'elles sont sensiblement plus jeunes que les hommes cadres et accèdent de ce fait, à l'instar des hommes jeunes, plus souvent à la formation.

Les taux d'accès à la formation continue des femmes salariées sont l'objet d'un clivage qui fait écho à la bipolarisation des emplois féminins qui portent d'un côté femmes cadres et professions intermédiaires majoritairement dans le public ; de l'autre, femmes employées et ouvrières majoritairement dans le privé. En conséquence, les femmes cadres et professions intermédiaires bénéficient du double avantage porté par le haut niveau de leurs emplois et leur inscription dans le public, au contraire des employées et ouvrières qui cumulent bas niveau d'emploi et inscription majoritaire dans le privé. Les hommes en revanche affichent des taux d'accès mieux étalés en écho à leur répartition sur l'échelle des CS et dans les secteurs plus éclatée. Au final, les taux moyens d'accès à la formation continue des hommes et des femmes sont proches tout en résultant de calculs résolument différents.

#### 1.1.3 Temps de travail et accès à la formation continue

Le temps partiel est globalement associé à un moindre taux d'accès à la formation continue : 28 % contre 37,5 % pour les salariés à temps complet.

<sup>20</sup> L'examen des liens qu'entretiennent les catégories socio-professionnelles avec les niveaux de diplôme selon le sexe au regard de la formation continue consolide ce découpage. S'y expriment des écarts selon les niveaux de diplôme à l'intérieur d'une même catégorie socio-professionnelle qui renvoient dans une large mesure au **fait** que le public est à la fois très féminisé, gourmand en certifications scolaires et plus généreux en formation continue.

### Taux d'accès\* des salariés à la FC selon temps de travail et le sexe

Temps de travail	hommes	femmes	ensemble
<b>Temps complet</b>	36,3	39,5	37,5
<b>Temps partiel</b>	25,5	28,5	28,0
<b>ensemble</b>	35,6	36,0	35,8

Source : FC 2000 ; traitements céreq ; champ : hommes et femmes salariés en janvier 1999

Toutefois, cet écart renvoie très inégalement aux différentes catégories socio-professionnelles. Pour les femmes cadres et professions intermédiaires, le temps partiel n'implique pas la dégradation significative des taux d'accès à la formation. Si les (rares) hommes relevant de ces catégories affichent, notamment dans le privé, des taux sensiblement inférieurs, c'est qu'ils exercent pour une large part des professions artistiques notoirement peu généreuses en formation<sup>21</sup>.

En revanche, une dizaine de points séparent les taux d'accès à la formation des employés et des ouvriers à temps complet de ceux à temps partiel. Cet écart résulte de la conjonction de deux phénomènes :

- Un effet propre du temps partiel s'exerce. Le taux d'accès à la formation de salariés appartenant à une même catégorie chute très sensiblement selon qu'ils exercent leur emploi à temps complet ou à temps partiel : employés de la fonction publique : - 6 points ; employés administratifs d'entreprise : - 10 points ; employés de commerce : - 4 points ; personnel de services directs aux particuliers : - 6 points ; ouvriers non qualifiés de type artisanal : - 4 points.

- De plus, le temps partiel ressort clairement comme un trait de définition majeur d'une partie des emplois les moins qualifiés : la moitié des personnels de services directs aux particuliers, plus du tiers des employés de commerce et quatre ouvriers non qualifiés de type artisanal sur dix exercent leur emploi à temps partiel. Ainsi, un taux élevé de temps partiel et un faible accès à la formation caractérisent les mêmes emplois : au bout du compte, les salariés à temps partiel affichent logiquement des taux d'accès inférieurs à ceux des salariés à temps complet,

Reste, en toutes hypothèses, que le « mauvais genre »<sup>22</sup> du temps partiel ne faiblit pas : en janvier 1999, 5,1 % des hommes salariés exercent leur emploi à temps partiel contre 30,7 % des femmes salariées. Ce sont donc très majoritairement des femmes qui pâtissent du désavantageux cocktail « faible qualification- temps partiel - faible accès à la formation ».

#### 1.2 Conditions familiales et accès à la formation continue

Les différentes dimensions des emplois exercés n'épuisent pas l'explication des écarts observés au regard de l'accès à la formation continue. Les conditions familiales des salariés ressortent comme un facteur déterminant, bien qu'inégalement influant selon les catégories socio-professionnelles.

<sup>21</sup> En outre, ces chiffres sont à apprécier à l'aune de l'effectif des hommes concernés qui reste trop faible pour conclure à la formation d'une tendance préoccupante.

<sup>22</sup> pour reprendre la pertinente expression de Margaret Maruani dans « Le temps partiel fait-il mauvais genre ».

### 1.2.1 Présence d'enfants au foyer

#### Taux d'accès\* des salariés à la FC selon la CS, la situation familiale et le sexe

	cadres		PI		employés		ouvriers		ensemble	
	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
<b>Pas d'enfant &lt; 6 ans</b>	51,9	55,9	47,3	52,6	35,7	31,2	22,5	14,8	35,0	36,2
<b>1 enfant &lt; 6 ans</b>	61,0	59,9	51,9	48,5	39,1	30,8	23,9	12,3	37,2	35,7
<b>2 enf. ou + &lt; 6 ans</b>	69,5	51,9	41,0	44,3	41,6	25,4	27,3	Ns	41,3	32,5
<b>ensemble</b>	54,4	56,1	47,7	51,6	36,5	31,0	23,0	14,1	35,6	36,0

Source : FC 2000 ; traitements céreq ; champ : hommes et femmes salariés en janvier 1999

Dès lors qu'elles ont des enfants en bas âge, les femmes se forment moins, quelle que soit la catégorie socio-professionnelle. Le phénomène est particulièrement manifeste en présence de deux enfants de moins de six ans (ou plus, mais la situation est plus rare) : en moyenne, 9 points séparent les taux d'accès à la formation continue des hommes et des femmes dans cette situation. En outre, les écarts enregistrés entre hommes et femmes d'une même catégorie sont plus importants au niveau des employés et ouvriers qu'au niveau des cadres et professions intermédiaires. L'origine de ces disparités se situe pour partie dans des conditions matérielles très inégales des femmes, qui ouvrent des possibilités d'organisation personnelle très contrastées.

### 1.2.2 Les réorganisations de la vie personnelle

Les emplois du temps féminins sont soumis à deux types de contraintes : d'une part, le « temps libre » des femmes recouvre pour une large part un temps domestique irréductible consacré aux tâches incontournables liées à l'entretien du ménage ; d'autre part, ils appellent le plus souvent une organisation bien huilée que le moindre changement, fût-il minime, peut venir enrayer (modifications d'horaires, d'itinéraires, nécessité d'un travail personnel etc...). La poursuite d'une formation appelle souvent, en conséquence, des réorganisations.

	cadres		Prof. inter.		employés		Ouvriers	
	H	F	H	F	H	F	H	F
<b>Réorganisation importante</b>	5,2	6,7	5,4	6,0	4,5	5,4	2,9	Ns*
<b>peu importante</b>	9,6	15,8	9,3	18,4	10,7	12,5	6,3	Ns
<b>pas de réorga.</b>	85,2	77,5	85,3	75,6	84,8	82,1	90,8	93,2
<b>ensemble</b>	100	100	100	100	100	100	100	100

Source : FC 2000 ; traitements céreq ; champ : hommes et femmes salariés à la veille de la formation. Champ réduit aux attentes : adaptation à l'emploi, obtenir/ changer d'emploi, diplôme/ reconnaissance d'une qualification ; tous types de formation pris en compte.

\* ns : non significatif

Globalement, 20 % des femmes salariées sont amenées à réorganiser leur vie personnelle afin de suivre une formation contre 14 % des hommes salariés. Pour les femmes, et non pour les hommes, ces proportions varient selon le niveau de la catégorie socio-professionnelle, associé à des revenus qui facilitent plus ou moins les réorganisations : un quart des femmes cadres et professions intermédiaires se réorganisent mais seulement une employée sur cinq et une ouvrière sur dix. En revanche, les hommes affichent des réorganisations peu dépendantes de



leur catégorie socio-professionnelle, même s'ils sont amenés à réorganiser leur vie personnelle un peu moins souvent lorsqu'ils sont ouvriers (11%), probablement en raison du type de formation suivie, plus souvent des formations en situation de travail.

Manifestement, les femmes cadres et professions intermédiaires ont pu trouver les moyens des ajustements nécessaires au contraire des employées et surtout des ouvrières<sup>23</sup>. Soumises à des conditions économiques beaucoup plus limitées, bien souvent, employées et ouvrières ne peuvent s'engager dans des formations qui exigent des réorganisations personnelles coûteuses. En témoignent également les raisons, déclarées par les salariés, pour lesquelles des besoins de formation n'ont pas été satisfaits. Ainsi, parmi le quart de salariés déclarant avoir ressenti des besoins de formation non satisfaits, les hommes comme les femmes cadres et professions intermédiaires mettent essentiellement en avant des motifs liés à la formation ou à l'exercice de leur profession, dans des proportions équivalentes. En revanche, les femmes employés et ouvrières affichent respectivement dans 26 % et 42 % des cas des motifs personnels (19 % des hommes employés et 22 % des ouvriers). Ainsi, les mères de famille sont-elles d'autant plus pénalisées qu'elles sont moins qualifiées. En témoignent également les taux d'accès à la formation en fonction de l'âge.

### 1.2.3 Le calendrier de la formation continue

#### **Taux d'accès à la formation selon le sexe, l'âge et la catégorie socio-professionnelle**

Age / sexe	cadres		Prof. inter.		employés		ouvriers	
	H	F	H	F	H	F	H	F
<b>25-39 ans*</b>	61,5	56,8	51,4	50,9	40,3	32,3	26,2	16,5
<b>40-49 ans</b>	57,2	59,7	48,9	55,2	33,9	33,7	23,2	13,9
<b>50 ans et plus</b>	44,6	53,9	40,0	51,7	27,0	25,0	13,8	9,5
<b>ensemble</b>	54,4	56,1	47,7	51,6	36,5	31,0	23,0	14,1

Source : FC 2000 ; traitements céréq ; champ : hommes et femmes salariés en janvier 1999

\* la première tranche d'âge a été réduite aux 25-40 ans pour mettre explicitement en relief l'effet de la charge familiale éventuelle.

40 ans ressort comme un âge frontière. Quelle que soit la catégorie socio-professionnelle, les femmes affichent jusqu'à cette limite des taux d'accès à la formation continue systématiquement inférieurs à ceux des hommes. Toutefois, l'écart qui sépare les taux d'accès à la formation des hommes et des femmes âgés de 25 à 39 ans est plus important parmi les employés (40,3 % contre 32,3 %) et surtout les ouvriers (26,23 % contre 16,5 %) que parmi les cadres (61,5 % contre 56,8 %) et les professions intermédiaires (51,4 % contre 50,9 %). De plus, au-delà de 40 ans, si les femmes cadres et professions intermédiaires affichent des taux d'accès supérieurs à ceux de leurs homologues masculins, ceux des employées et des ouvrières restent inférieurs à ceux des hommes des mêmes catégories.

Indifférent à la transformation de la population active, le calendrier de la vie professionnelle reste dominé par le modèle masculin traditionnel. Riche en promotions et en formations entre 25 et 40 ans, il suppose que l'individu soucieux de progresser professionnellement, ou pour le moins de ne pas régresser, se montre disponible au cours de ces précieuses années pendant lesquelles les avancées professionnelles vont prendre leur impulsion puis se réaliser. Les femmes les moins qualifiées sont particulièrement pénalisées par la polarisation de la

<sup>23</sup> des exploitations complémentaires montrent que les écarts entre femmes ne renvoient pas à des modalités différentes de formations qui exigeraient plus ou moins de réorganisations.

formation continue sur une période de la vie chargée en contraintes familiales, qui obère lourdement leurs perspectives de carrière, voire leurs possibilités de maintien en emploi.

Le niveau de qualification des femmes, fortement articulé à leur niveau de diplôme, ressort en définitive comme l'élément majeur de leur probabilité d'accès à la formation continue. Plus ce niveau s'élève, plus les femmes sont avantagées *via* les multiples dimensions de leurs positions professionnelles, associées à des taux d'accès élevés à la formation. Les femmes les plus qualifiées bénéficient, de surcroît, d'une marge de liberté dans l'organisation de leurs vies professionnelle et familiale plus étendue en raison d'un desserrement des contraintes qui structurent les arbitrages qu'elles sont amenées à réaliser. Les hommes, en revanche, bien qu'également soumis, mais dans une moindre mesure, à la distribution très inégalitaire des formations selon leur position sur l'échelle des emplois sont manifestement moins contraints par les charges familiales.

### 1-3 Logit des déterminants de l'accès à l'emploi

Les logits intègrent les principaux facteurs qui contribuent à expliquer **l'accès à la formation continue**, soient :

- un ensemble de caractéristiques de l'individu : sexe, vie en couple, nombre d'enfants, âge, niveau de diplôme
- et un ensemble de caractéristiques de l'entreprise ou de l'emploi exercé : PCS, public/privé, temps de travail, taille de l'entreprise, secteur d'activité économique en 16 postes.

Sont retenues les formations d'au moins trois heures qui ont eu lieu entre le 01/01/1999 et la date de l'enquête (mars 2000). On retient ici les individus salariés en janvier 1999.

**Logit binomial des déterminants de l'accès à la formation continue**

	<b>hommes</b>	<b>femmes</b>	<b>ensemble</b>
<b>diplômes</b>			
supérieur	0.0881	0.3250	0.1997
bac + 2	Ns*	0.2441	0.1190
bac	référence	référence	Référence
bepc seul	-0.5164	-0.2905	-0.3737
cap/bep	-0.3621	-0.2670	-0.3168
aucun	-0.5836	-0.9427	-0.7143
hommes	-	-	référence
femmes	-	-	-0.0552
<b>Âges :</b>			
Moins de 20 ans	1.0930	0.9491	1.0776
20 à 24 ans	0.3611	0.2502	0.2958
25 à 29 ans	référence	référence	Référence
30 à 34 ans	0.0578	0.0719	0.0741
35 à 39 ans	-0.1108	0.0699	-0.0148
40 à 44 ans	-0.0935	0.1202	0.0246
45 à 49 ans	-0.3935	0.1403	-0.1309
50 à 54 ans	-0.5188	0.0292	-0.2506
55 à 59 ans	-1.0758	-0.3996	-0.7269
60 ans et +	-1.2151	-1.3057	-1.2200
Vit en couple	Référence	Référence	Référence
Ne vit pas en couple	-0.1496	0.0101	-0.0585
<b>enfants – 6 ans :</b>			
3 et +	-0.1280	-1.9992	-0.4457
2	0.0713	-0.3235	-0.0588
1	référence	référence	Référence
0	0.0962	0.2140	0.1377
<b>secteur</b>			
privé	Référence	Référence	Référence
public	0.0730	0.4089	0.2508
<b>temps travail</b>			
partiel	-0.3757	-0.1752	-0.2469
plein	référence	référence	référence
<b>Catégories socio-prof.</b>			
Cadre fonction publique	0.3244	-0.0641	0.1646
Cadre entreprise	0.4170	0.3825	0.3656
Prof. inter fonction pub.	0.2119	-0.0519	0.1214
Prof inter entreprise	Référence	Référence	Référence
Technicien	0.3342	0.2430	0.2690
Agent maîtrise	0.1343	0.3545	0.0750
Employé FP	-0.2530	-0.5073	-0.3557
Employé entreprise	0.0253	-0.1315	-0.0547
Employé commerce	-0.5088	-0.4646	-0.4922
Personnel service part.	-0.5074	-0.6994	-0.5909
ONQ	-0.8117	-1.3089	-0.9547
Ouvrier agricole	-0.4808	-0.5900	-0.4132
OQ	-0.6036	-0.8844	-0.6342
<b>Taille de l'entreprise</b>			
Moins de 10 salariés	-0.5042	-0.4536	-0.4669
10-49	-0.4599	-0.3204	-0.3863
50-99	-0.1341	-0.0914	-0.1129
100-499	Référence	Référence	Référence
500-999	0.1557	0.1941	0.1793
1000 et +	0.2583	0.0722	0.1740
<b>Secteurs</b>			
Agriculture, pêche	-0.4429	-1.2363	-0.6671
Industries agricoles	-0.1957	0.0389	-0.1060
Ind. biens consommation	-0.0649	0.2022	0.0286
Ind. Automobile	0.1722	0.4365	0.2442
Ind. Biens équipement	-0.0922	0.7225	0.0512

Ind. Biens intermédiaires	0.1239	-0.0204	0.1062
Energie	0.6326	-0.1223	0.5104
Construction	-0.3428	ns	-0.2511
Commerce et réparation	-0.0662	-0.1066	-0.0755
Transports	0.2577	-0.1577	0.1907
Activités financières	0.4394	0.3320	0.3704
Activités immobilières	-0.3940	0.1019	-0.1335
Services aux entreprises	Référence	Référence	Référence
Services aux particuliers	-0.02371	0.0760	-0.0702
Education, santé, social	0.1921	0.0763	0.0919
Administrations	0.2637	0.2980	0.2625

t de Student significatif à 1% ; ns : non significatif.

*La référence est un homme titulaire du bac (au +), qui exerce dans le privé une Profession Intermédiaire Administrative ou Commerciale d'Entreprise, dans le secteur des services aux entreprises dans une entreprise d'un effectif compris entre 100 et 499 salariés, à temps plein ; il a un enfant de moins de 6 ans, est âgé de 25 à 29 ans, vit en couple.*

Les résultats du logit viennent consolider les arguments mis en relief à partir des tris croisés qui précèdent.

### **Les facteurs socio-démographiques**

Tout d'abord, être une femme désavantage légèrement au regard de l'accès à la formation continue.

Les tris croisés étaient impuissants à révéler très clairement l'impact du niveau de diplôme sur l'accès à la formation en raison des liens forts entre le diplôme, la catégorie socio-professionnelle et la génération qui imposaient de trop nombreux croisements. Le logit permet de pallier ce défaut et les résultats, bien qu'attendus, sont intéressants. Le baccalauréat marque un seuil déterminant. Être titulaire du bac ou d'un diplôme supérieur au baccalauréat élève très significativement la probabilité d'accéder à la formation. Cette tendance est particulièrement accusée pour les femmes, bien plus que pour les hommes.

L'examen des effets de la présence d'enfants en bas âge confirme également l'impact massif des contraintes familiales sur l'accès des femmes à la formation. Globalement, elle affecte peu l'accès à la formation des salariés, sauf en ce qui concerne les familles de trois enfants de moins de 6 ans ou plus, configuration relativement rare. En revanche, à cet égard le fossé qui sépare hommes et femmes est considérable : la présence au foyer de deux enfants de moins de 6 ans, quasiment sans effet sur la probabilité d'accès à la formation des hommes, fait chuter significativement la probabilité d'accès à la formation des femmes tandis que leur absence l'améliore très sensiblement.

L'analyse des effets de l'âge est également enrichie par les résultats du logit. Le déclin de l'accès à la formation à partir de 50 ans, observé par le biais des tris croisés, est particulièrement marqué pour les hommes. "Toutes choses égales par ailleurs", l'avancé en âge affecte relativement moins l'accès des femmes à la formation. Toutefois, il faut garder à l'esprit que dans ce logit, "l'effet" enfant est neutralisé ; or, comme on vient de le voir, les femmes sont nettement pénalisées à cet égard par les contraintes familiales. Et les résultats des tris croisés viennent nous rappeler que ce moindre déclin s'opère sur la base d'une situation moins avantageuse.

## **Les facteurs liés à l'emploi ou à l'entreprise**

Les précédents traitements concernant l'impact du temps partiel sur l'accès à la formation permettaient de dégager un impact défavorable du temps partiel. La tendance est confirmée mais enrichie par le logit au regard des différences de sexe. Le temps partiel pénalise tous les salariés mais plus fortement les hommes que les femmes. On peut penser que les employeurs ont tendance à interpréter plus fréquemment le temps partiel masculin comme le signe d'un désengagement professionnel.

L'appartenance au secteur public prédispose plus favorablement à la formation. Mais si l'effet est peu sensible pour les hommes, il prend une dimension bien plus conséquente pour les femmes.

Les résultats concernant l'effet de la catégorie socio-professionnelle sont sans surprise : les accès à la formation se hiérarchisent peu ou prou en miroir de l'échelle des catégories. On note toutefois que l'appartenance à une catégorie peu qualifiée (employés, ouvriers) pénalise plus fortement les femmes que les hommes et une seule catégorie, celles des agents de maîtrise, offre un accès à la formation plus élevé pour les femmes que pour les hommes. On remarque aussi que, une fois la variable d'appartenance à la Fonction publique neutralisée et pris en compte le seul effet des catégories professionnelles les hommes sont avantagés pour l'accès à la formation, y compris dans la fonction publique.

L'effet de la taille de l'entreprise ne surprend pas : plus l'effectif est élevé, plus la probabilité d'accéder à la formation est forte. A noter néanmoins : les très grandes entreprises (plus de 1000 salariés), qui tiennent à cet égard le haut du pavé, avantagent très nettement les hommes mais peu significativement les femmes.

Enfin, les secteurs complètent le tableau. La lecture des résultats est délicate mais laisse apparaître que dans de nombreux cas où le secteur est favorable à la formation, les femmes sont moins avantagées que les hommes (industries des biens intermédiaires, transports, activités financières, éducation, santé, social).

## **2- Les effets de la formation continue sur les carrières**

L'accès à la formation continue n'est qu'une condition préalable. L'essentiel de la question de la réduction des inégalités tient dans les effets des formations suivies. Le problème n'est pas simple car la formation s'articule avec les multiples dimensions de la gestion des ressources humaines des entreprises. La place des femmes dans l'organisation du travail et dans les filières professionnelles conditionnent les effets promotionnels des formations suivies. On retrouve alors la question des mobilités professionnelles des hommes et des femmes, structurées par un ensemble de facteurs qui dépassent de loin la seule formation. Néanmoins, les attentes guidant les formations suivies et les résultats obtenus à l'issue de la formation divergent sensiblement selon le sexe.

## 2.1 Des attentes différentes selon le sexe

D'entrée de jeu, les attentes des hommes et des femmes qui accèdent à la formation continue divergent<sup>24</sup>.

### Attente principale selon le sexe et le secteur

sexe	public		privé		ensemble	
	H	F	H	F	H	F
S'adapter à l'emploi	75,5	78,4	79,9	79,5	78,4	79,0
Changer d'emploi	5,7	5,0	4,1	4,5	4,6	4,7
Diplôme, qualif. rec.	8,8	5,2	6,6	5,5	7,4	5,3
Fonct. polit., assoc.	0,3	0,7	0,8	0,6	0,7	0,6
Cultu., sport ...	9,7	10,7	8,6	9,9	8,9	10,2
ensemble	100	100	100	100	100	100

Champ : salariés ayant suivi une formation entre janvier 1999 et mars 2000

Une très large majorité de salariés se forment dans le but de s'adapter à l'emploi. Ce qui fait écho aux durées de formation, majoritairement courtes. Toutefois, si dans le privé, hommes et femmes poursuivent cet objectif dans des proportions proches, un écart sensible distingue dans le public les hommes et les femmes : celles-ci déclarent relativement plus souvent cette attente ; en contrepartie, elles sont relativement moins nombreuses à viser un diplôme ou la reconnaissance d'une qualification. Si l'on ne retient que les salariés formés qui visaient un changement d'emploi (soit 340 000 individus), des disparités ressortent.

### Attente principale détaillée de ceux qui visaient un changement d'emploi selon le sexe

en %

	hommes	femmes	ensemble
<b>Promotion</b>	38,4	22,0	30,8
<b>Changt. sans promo.</b>	48,5	60,5	54,1
<b>Autres*</b>	13,1	17,5	15,1
<b>total</b>	100	100	100

\* notamment : création ou reprise d'entreprise

Champ : salariés ayant suivi une formation entre janvier 1999 et mars 2000

Parmi les salariés qui visent à travers la formation un changement d'emploi, 38 % des hommes visent une promotion contre 22 % des femmes. Si l'on ajoute à ces disparités celles qui divisent hommes et femmes au regard de l'objectif «diplôme ou reconnaissance d'une qualification», les hommes qui se forment sont sans conteste orientés plus souvent que les femmes vers des progressions de carrière. Y parviennent-ils ?

## 2.2 Attentes et résultats à l'issue d'une formation

### 2.2.1 Au regard de l'emploi

Pour ceux qui visent un changement d'emploi, des objectifs plus souvent atteints pour les hommes ?

<sup>24</sup> Les données relatives aux attentes et aux résultats portent sur la population des salariés formés. Elles prennent en compte le statut de la personne au début de la formation.

### Résultat de la formation de ceux qui visaient un changement d'emploi selon le sexe

<b>résultat</b>	<b>hommes</b>	<b>femmes</b>
Objectif atteint	68	58
Objectif partiellement atteint	27	35
Objectif non atteint	5	7

Champ : salariés ayant suivi une formation entre janvier 1999 et mars 2000

Non seulement les hommes sont relativement plus nombreux à viser une promotion suite aux formations suivies mais de plus, ils atteignent plus souvent que les femmes leur objectif.

Les résultats obtenus s'apprécient également au regard des changements d'emploi. Les hommes ressortent à nouveau de ce point de vue avantagés par rapport aux femmes.

### Résultats obtenus à l'issue de la formation

	<b>Adapt- emploi</b>	<b>Nouvel emploi</b>	<b>Diplôme Qualif.</b>	<b>Assoc. Polit.</b>	<b>Culturel, Perso.</b>	<b>Rien de particulier</b>	<b>ensemble</b>
<b>Hommes</b>	73,2	3,7	6,8	0,7	7,1	8,6	100
<b>Femmes</b>	71,3	3,4	4,4	0,4	11,7	8,8	100
<b>ensemble</b>	72,3	3,6	5,6	0,5	9,3	8,7	100

Champ : salariés ayant suivi une formation entre le 1<sup>er</sup> mars et le 31 décembre 1998

Les hommes sont relativement plus nombreux à déclarer des résultats recouvrant une adaptation à l'emploi mais aussi l'obtention d'un diplôme ou la reconnaissance d'une qualification. En contrepartie, les femmes déclarent plus souvent des résultats de type culturel ou personnel. Outre le rendement sensiblement plus important des formations suivies par les hommes dont témoigne la part des hommes accédant par le biais de la formation à un diplôme ou à la reconnaissance d'une qualification, on peut lire dans ces écarts la façon dont hommes et femmes interprètent les retombées d'une formation ou encore l'inscription différentielle des hommes et femmes dans des emplois sollicitant plus ou moins l'implication personnelle du salarié (emplois du travail social ou emplois hospitaliers par exemple pour lesquels la dimension relationnelle ressort plus nettement, d'où un résultat déclaré « personnel »).

L'examen des résultats obtenus par les formés visant un changement d'emploi révèle également des écarts non négligeables entre hommes et femmes.

### Résultats obtenus à l'issue d'une formation visant un changement d'emploi

	<b>promotion</b>	<b>Pas de promotion</b>	<b>autres</b>	<b>ensemble</b>
<b>Hommes</b>	34,9	50,6	14,4	100
<b>Femmes</b>	32,4	54,9	12,6	100
<b>ensemble</b>	33,5	52,6	13,6	100

Champ : salariés ayant suivi une formation entre le 1<sup>er</sup> mars et le 31 décembre 1998

Les hommes sont sensiblement plus promus que les femmes. De plus, ils sont relativement plus nombreux à créer ou à reprendre une entreprise (résultat qui s'inscrit dans la catégorie « autres »).

Certes, les écarts entre hommes et femmes pointés par ce recensement sommaire des résultats des formations suivies sont de faible ampleur, mais tous sont orientés dans le même sens, à l'avantage des hommes qui bénéficient au final plus souvent d'une augmentation de rémunération, d'un diplôme ou de la reconnaissance d'une qualification, ou d'une promotion.

### 2.2.2 Au regard des variations de salaire

Il est délicat d'apprécier à partir des variations de salaire entre deux dates concernant la formation les effets financiers des formations suivies. Nous apprécierons ici les attentes des hommes et des femmes à cet égard pour les formés au cours de la période courant de janvier 1999 à mars 2000. Puis, sur une période antérieure (mars 1998 à décembre 1998), nous confronterons (modestement) les résultats respectifs des hommes et des femmes au regard de leurs attentes.

### **Formation et attente de gain salarial selon le sexe et le secteur**

sexe	public	privé	ensemble
<b>Hommes</b>	11,7*	17,2	15,3
<b>Femmes</b>	7,7	12,0	10,1
<b>ensemble</b>	9,6	15,0	12,9

Champ : salariés ayant suivi une formation entre janvier 1999 et mars 2000

- lire : dans le public, 11,7 % des hommes formés espéraient une augmentation de rémunération suite à la formation suivie

A l'évidence, les hommes espèrent plus souvent que les femmes (15 % contre 10 %) que les formations qu'ils suivent déboucheront sur un gain salarial, quel que soit le lieu d'exercice de l'emploi, public ou privé. Seraient-ils plus optimistes que les femmes ou restituent-ils à travers leurs déclarations les conditions concrètes de promotion des hommes et des femmes dans les entreprises ?

L'appréciation des retombées de la formation impose à l'évidence un recul suffisamment important pour en mesurer l'ampleur. L'enquête Formation continue 2000 sur laquelle se base ce travail recouvre, outre la période des 14 mois précédant mars 2000 (sur laquelle porte les statistiques présentées jusqu'ici) une période courant du 1<sup>er</sup> mars 1998 au 31 décembre 1998.

Il est possible d'apprécier si les formations suivies sur cette autre période ont eu des répercussions sur les rémunérations ou pour le moins si les personnes formées en ont eu le sentiment.

### **Formation et augmentation de rémunération selon le sexe** en %

sexe	H	F	Ens.
Augmentation	6,0	4,5	5,3

Champ : salariés ayant suivi une formation entre le 1<sup>er</sup> mars et le 31 décembre 1998

Au final, il s'avère que les hommes qui accèdent à la formation continue considèrent plus souvent que les femmes qu'ils en retirent des bénéfices salariaux.



### 2.3 Les rendements salariaux de la formation continue

Qu'en est-il des rendements de la formation exprimés en gains salariaux et non plus en termes d'attentes et de jugements?

La fonction de gains de base est estimée sous la forme :

$$\text{Log } W_i = \text{cte} + b_1 \text{EXP}_i + b_2 \text{EXP}_i^2 + c_1 \text{ANC}_i + c_2 \text{ANC}_i^2 + B X_i + U_i$$

avec :

W : salaire mensuel ;

EXP : expérience professionnelle

ANC : ancienneté dans l'entreprise : le rendement d'une année passée sur le marché du travail correspond à la somme du rendement de l'expérience et de celui de l'ancienneté.

Xi :

un ensemble de caractéristiques qualitatives de l'individu : formation continue, sexe, nombre d'enfants, temps plein,

et un ensemble de caractéristiques de l'emploi un an avant (soit en mars 1999) : pcs, public/privé, taille de l'établissement et secteur en 16 postes.

La formation retenue est une formation d'au moins trois heures qui a eu lieu entre le 01/01/1999 et la date de l'enquête (mars 2000).

Par rapport aux analyses précédentes (tableaux croisés et modèle Logit) qui prenaient en compte les salariés en mars 1999, on retient ici les individus salariés en mars 1999 et en mars 2000 (puisque, par définition, les personnes dans une autre situation n'ont pas de salaire à cette date).

**Fonctions de gains diplôme - expérience - ancienneté – FP**

	hommes	femmes	ensemble
constante	8,42	8,23	8,17
diplômes			
supérieur	0,8121	0,7738	0,7978
bac + 2	0,4898	0,5318	0,5203
bac	0,3296	0,3432	0,3400
bepc seul	0,1946	0,1826	0,1894
cap/bep	0,1499	0,1427	0,1505
aucun	ref	ref	ref
expérience	0,0270	0,0142	0,0215
carré de l'expérience	- 0,0004	-0,0002	- 0,0003
ancienneté	0,0132	0,0188	0,0153
carré de l'ancienneté	- 0,0001	0,0000 ns	-0,0000
hommes			0,2983
femmes			ref
FC depuis 1/1/99	0,0921	0,1109	0,1001
pas de FC	ref.	ref.	ref
R2	0,403	0,379	0,426

t de Student significatif à 1% ,\* au moins à 5%, \*\* au moins à 10%; ns : non significatif.

On constate que le rendement de la formation est un peu plus élevé pour les femmes que pour les hommes.

## Fonctions de gains

	hommes	femmes	ensemble
constante	8,69	8,46	8,55
diplômes			
supérieur	0,3601	0,3067	0,3397
bac + 2	0,2203	0,2349	0,2348
bac	0,1517	0,1545	0,1574
bepc seul	0,0627	0,0771	0,0723
cap/bep	0,0891	0,0680	0,0852
aucun	ref	ref	ref
expérience	0,0180	0,0141	0,0165
carré de l'expérience	- 0,0002	- 0,0002	- 0,0002
ancienneté	0,0087	0,0123	0,0099
carré de l'ancienneté	- 0,0001	0,0001 *	- 0,0001
hommes			0,1331
femmes			ref
FC depuis 1/1/99	0,0345	0,0507	0,0433
pas de FC	ref.	ref.	ref
enfants – 6 ans :			
3 et +	0,0475 ns	- 0,2340 **	0,0046 ns
2	0,0439	- 0,0137 ns	0,0279 *
1	0,0298	- 0,0006 ns	0,0216
0	ref	ref	ref
secteur			
privé	- 0,0450	- 0,0312	- 0,0354
public	ref	ref	ref
temps travail			
partiel	- 0,4142	- 0,3631	- 0,3811
plein	ref	ref	ref
Cadre fonction publique	0,4380	0,5082	0,4362
Cadre entreprise	0,6295	0,6775	0,6282
Prof. inter fonction pub.	0,2216	0,2826	0,2343
Prof inter entreprise	0,2312	0,3147	0,2411
Technicien	0,1715	0,2672	0,1693
Agent maîtrise	0,2182	0,2751	0,2151
Employé FP	0,0741	0,1078	0,0705
Employé entreprise	0,0679	0,1485	0,0860
Employé commerce	- 0,0299 ns	- 0,0070 ns	- 0,0568
Personnel service part.	- 0,0832	- 0,1461	- 0,1872
ONQ	- 0,1047	- 0,0809	- 0,1151
Ouvrier agricole	- 0,2455	- 0,1009 ns	- 0,2260
OQ	ref	ref	ref
Moins de 10 salariés	- 0,0215 **	- 0,0336	- 0,0287
50 - moins 100	- 0,0247 **	0,0162 ns	- 0,0094 ns
100 - moins 500	0,0125 ns	0,0290 *	0,0181 *
500 - moins 1000	0,0471	0,0301 **	0,0387
1000 et +	0,0556	0,0738	0,0622
10 - moins 50	ref	ref	ref
R2	0,593	0,612	0,623

t de Student significatif à 1% ,\* au moins à 5%, \*\* au moins à 10%; ns : non significatif.

Plus le secteur en 16 postes dont les résultats ne sont pas donnés ici

On peut aussi essayer d'analyser les rendements de la formation selon certaines caractéristiques des individus ou des emplois.

La fonction de gain est la même que la précédente : diplôme, expérience et ancienneté avec leur carré, sexe, nombre d'enfants de moins de 6 ans, public/privé, temps plein, pcs, taille et secteur de l'établissement. Mais le rendement la formation continue est estimé par diplôme de formation initiale.

### Rendement de la FP par diplôme de formation initiale

		hommes	femmes	ensemble
diplômes	supérieur	0,0331 **	0,0317 ns	0,0349 *
	bac + 2	0,0075 ns	0,0365 *	0,0265 *
	bac	0,0237 ns	0,0188 ns	0,0242 **
	bepc seul	0,0428 ns	0,0859	0,0730
	cap/bep	0,0398	0,0632	0,0478
	aucun	0,0483	0,0928	0,0640
	ensemble	0,0345	0,0507	0,0433

t de Student significatif à 1% ,\* au moins à 5%, \*\* au moins à 10%; ns : non significatif.

Le rendement de la formation est faible pour les détenteurs d'un diplôme supérieur ou égal à bac. Cela est à mettre en relation avec le fait que les modèles Logit montrent que l'accès à la FP est très sensiblement plus fort pour ces niveaux de diplôme.

### Rendement de la FP selon la durée de travail

		hommes	femmes	ensemble
travail à temps	partiel	0,1092	0,0842	0,1006
	plein	0,0319	0,0390	0,0343
	ensemble	0,0345	0,0507	0,0433

t de Student significatif à 1%

Les Logit montrent que les temps partiels accèdent beaucoup moins souvent à une formation, mais on voit ici que, lorsqu'ils le font, les rendements de cette dernière sont sans commune mesure avec les effets salariaux de la formation des temps pleins

On en déduit que le rendement global plus élevé de la formation pour les femmes est dû à la conjonction de niveaux de diplôme faibles (dont l'effet salarial de la FP est nettement plus fort que celui des hommes, mais qui sont par ailleurs plus souvent à temps partiels) et des forts taux de temps partiel des femmes (puisque le rendement de la FP des temps pleins est peu différent entre les sexes).

## Conclusion

La loi sur la formation professionnelle de 1971 qui régit encore aujourd'hui la formation continue des salariés avait pour ambition de réduire les inégalités individuelles face à la formation. L'objectif n'a pas été atteint, loin s'en faut. Le niveau de qualification s'impose comme le principal vecteur de l'accès à la formation continue. Au regard de l'accès à la

formation, la population en emploi est partagée entre les plus qualifiés (cadres et professions intermédiaires) qui se forment dans des proportions consistantes et parmi lesquels les inégalités entre hommes et femmes sont réduites, et les moins qualifiés (employés et ouvriers) qui se forment dans des proportions nettement moindres et parmi lesquels les inégalités entre hommes et femmes sont significatives, voire très significatives (ouvriers non qualifiés par exemple).

A cette tendance vient s'associer l'impact des contraintes familiales sur les conditions d'accès à la formation. Si la charge familiale est sans effet sur l'accès des hommes à la formation, et ce, quelle que soit leur catégorie socio-professionnelle, elle pèse sur l'accès des femmes et d'autant plus que celles-ci sont moins qualifiées. Aux âges chargés en obligations familiales, les femmes les moins qualifiées sont plus contraintes que leurs homologues masculins (qui contribuent moins aux tâches domestiques) mais aussi plus contraintes que les femmes qualifiées (qui peuvent eu égard à leurs moyens financiers déléguer une partie de la charge domestique).

En considérant non plus l'accès à la formation mais ses effets, l'ampleur des inégalités est de faible envergure, mais on peut faire un double constat. D'une part, les hommes portent globalement un jugement plus favorable sur les formations suivies, aussi bien du point de vue des objectifs poursuivis que de l'appréciation portée sur ces dernières. D'autre part, les fonctions de gains montrent que les femmes semblent objectivement retirer un avantage salarial de la formation légèrement supérieur à celui des hommes, notamment pour celles qui ont les plus faibles niveaux de formation initiale et celles qui sont à temps partiels (même si ces deux caractéristiques sont un frein pour l'accès à la formation). En revanche, parmi les diplômés du supérieur, les hommes en retirent un bénéfice salarial nettement supérieur à celui des femmes.

La réflexion sur les inégalités face à la formation continue appelle une comparaison des conditions de formation des hommes et des femmes. Elle appelle tout autant, et dans le même temps, une comparaison des femmes entre elles et des hommes entre eux.

### III

## MOBILITE ET SALAIRES SUR DES MARCHES INTERNES : deux études de cas

Si l'on dispose désormais d'un certain nombre de résultats concernant la mobilité professionnelle en France (Simonnet, 1996, Chapoulie, 2000 ; Dupray, 1998, 2000, 2002 ; Mathieu, 2002 ; Amossé, 2002), ceux-ci portent principalement sur l'analyse des mobilités externes (entre entreprises) ou entre grandes PCS, la plupart à partir de données d'enquêtes représentatives au niveau national – Enquêtes Emploi et Formation et Qualification Professionnelle notamment. La mobilité interne, qui constitue l'autre volet important des modes de progression des salariés dans leur carrière, a reçu quant à elle beaucoup moins d'échos dans la littérature empirique. Sur l'aspect carrières salariales, l'utilisation des DADS (Déclarations Annuelles de Données Sociales) a permis de faire progresser la connaissance depuis les travaux précurseurs de Guillotin jusqu'au récent article de Le Minez et Roux (2002) sur les débuts de carrière des hommes et des femmes (ainsi que notre contribution dans cette étude : *supra*, II-2). Mais les analyses portant sur le fonctionnement des marchés internes se signalent par leur rareté. Ce constat est d'autant plus dommageable que, comme le rappellent Baker et Holmstrom (1995) les modèles explicatifs des marchés internes se sont multipliés depuis le début des années 80, sans que les travaux appliqués en vue de les tester se soient intensifiés.

Le projet à l'origine de cette étude prévoyait un volet consacré aux marchés internes d'entreprises. En effet de nombreux travaux montrent que les femmes sont pénalisées en termes de salaire, même une fois contrôlées un certain nombre de caractéristiques d'emploi qui les désavantagent (Meurs et Ponthieux, 2000). Nous souhaitions pouvoir suivre de façon fine, au sein d'une même entreprise, les évolutions professionnelles et salariales des hommes et des femmes en les rapportant aux caractéristiques individuelles des salariés et aux principes de GRH de l'entreprise.

Les difficultés rencontrées dans la mise en oeuvre de ce volet ont été considérables. Nous avons prévu celles tenant à l'obtention d'accords pour mener l'étude : au final deux entreprises ont accepté. Mais, au-delà, nous avons sous-estimé les difficultés qui ont freiné le recueil et la transmission des données et, plus encore, ont conduit à revoir à la baisse, par rapport à ce qui nous avait été annoncé, la qualité de ces dernières. Au final, nous avons pu recueillir des données individuelles concernant les salariés de ces deux entreprises, mais sur des périodes nettement plus courtes que prévues (1998-2000 pour l'une, 1996-2000 pour l'autre). De plus, dans les deux cas, le diplôme de formation initiale n'est pas renseigné. Enfin, dans la première nous disposons d'informations sur les formations suivies par les salariés pendant la période d'observation, tandis qu'elles font défaut dans la seconde. Un obstacle supplémentaire est lié au fait que nous n'avons pas été en mesure de procéder à des entretiens

qui nous auraient permis d'avoir une vision plus précise des modes de management et de leurs évolutions, au delà des documents généraux dont nous avons pu disposer.

Au total, les analyses présentées ci-dessous portent tout d'abord sur des données assez détaillées concernant les mobilités des salariés d'une grande entreprise française (plusieurs dizaines de milliers de personnes)<sup>1</sup>, sur cinq ans (1996-2000). Ces données permettent d'étudier les relations entre la mobilité (fonctionnelle et hiérarchique) et les salaires des hommes et des femmes sur cette période.

Les résultats montrent que, en matière de promotion, les femmes sont plutôt avantagées dans cette entreprise même si les hommes sont en proportion plus nombreux que ces dernières à connaître des mouvements ascendants significatifs, inter-catégoriels notamment. Il a, de plus, été mis en évidence que les probabilités de promotion varient considérablement selon le grade et le domaine d'activité, tantôt à l'avantage des femmes tantôt à celui des hommes. Concernant les évolutions de salaire, pendant la période d'observation, on constate qu'elles sont globalement assez comparables pour les hommes et pour les femmes et que l'écart de rémunérations entre les deux tend à se réduire du fait des promotions dont les femmes ont bénéficié. Il semble cependant qu'il existe une segmentation de la progression salariale dans cette entreprise : indépendamment du fait d'avoir connu ou non une promotion, les évolutions salariales ont été plus favorables aux hommes dans les grades du bas de la hiérarchie, tandis que les femmes ont été avantagées dans les catégories d'encadrement.

Dans l'autre entreprise, les données individuelles des 2800 salariés portent sur une période plus réduite (trois ans) et sont plus difficiles à analyser du point de vue de la mobilité professionnelle compte tenu du turn-over important constaté. En revanche, grâce aux renseignements fournis sur les formations suivies pendant la période d'observation, nous avons pu analyser les rendements salariaux de ces formations.

Ici aussi le fonctionnement du marché interne ne semble pas être tout à fait le même pour les hommes et pour les femmes. On note en effet deux modes différents de valorisation de la formation professionnelle continue, ce qui tend à donner un statut différent à cette dernière en fonction du sexe. Pour les hommes, le nombre de formations suivies n'a plus de conséquence salariale, ce qui pourrait laisser supposer que la formation ne fait qu'accompagner une trajectoire salariale qu'elle ne modifie point. Dit autrement, elle ne serait que le signal d'une dynamique professionnelle qu'elle ne construit pas, ce qui expliquerait les plus faibles rendements de la formation pour les hommes. A l'inverse, le salaire des femmes semble être le produit d'une double construction dans laquelle la trajectoire salariale est renforcée par des investissements professionnels en formation qui favorisent l'accès à un salaire plus élevé (que lorsqu'il n'y a pas de formation). Autrement dit, on pourrait faire l'hypothèse que la formation ne fait que ponctuer les changements de salaire pour les hommes, alors que, pour les femmes, elle contribue en plus à augmenter les compétences reconnues de ces dernières durant leurs parcours professionnels. Et ceci recoupe aussi les qualifications des salariés, les formations étant nettement plus rentables pour les opérateurs, et plus encore lorsqu'il s'agit des femmes.

---

<sup>1</sup> dont nous ne dirons rien qui puisse compromettre la confidentialité.

### **III-1 Les conditions de mobilité et de carrière salariale des hommes et des femmes sur un marché interne : exploitation de données individuelles d'entreprise**

Arnaud Dupray et Stéphanie Moullet

#### **Introduction :**

Parmi les formes de mobilité interne, nous allons étudier en particulier la mobilité fonctionnelle, dont on peut penser que, dans une économie soumise à une concurrence exacerbée et confrontée à une exigence de progrès technique et d'innovation de plus en plus soutenue, elle constitue un moyen pour les entreprises de développer la polyvalence des salariés et d'accroître leur compétence collective. En outre, la mobilité hiérarchique, compte tenu de son impact sur le salaire maintes fois mis en évidence (Baker, Gibbs et Holmstrom, 1993, 1994a ; McCue, 1996 ; Pergamit, Veum, 1999), bénéficiera également d'une attention particulière dans cette étude.

Enfin, nous affinerons la connaissance des conditions à l'origine des disparités de salaires entre hommes et femmes, notamment en reliant les types de mobilité évoqués et la rémunération. On peut ainsi se demander si les femmes ont moins d'opportunités de promotion, ou se voient proposer des mobilités moins significatives d'un point de vue hiérarchique, ou si encore, elles enregistrent des évolutions de salaire légèrement plus faibles que pour les hommes, à mobilités égales. Toutefois, par rapport à ces hypothèses générales qui tendent à ignorer l'hétérogénéité existant au sein des populations masculine et féminine, l'un des apports de cette étude est de mettre en évidence des situations professionnelles variées dans lesquelles, pour certaines, les femmes se trouvent favorisées par rapport à leurs homologues masculins.

La contribution s'organise comme suit : dans un premier temps, nous revenons sur les éléments de théorisation des marchés internes pour montrer en quoi l'entreprise analysée peut être qualifiée ainsi, c'est à dire au regard d'un certain nombre de propriétés appartenant au modèle canonique du marché interne. Dans un second temps, nous montrons en quoi une approche sexuée des conditions de mobilité et de carrière au sein d'une entreprise présente un intérêt particulier au regard des points aveugles quant aux conditions internes de développement des disparités à statut et qualification égales. On en dégagera quelques hypothèses sur les rapports entre mobilité et progression de carrière selon le sexe. Nous présenterons les données et les caractéristiques des salariés de l'entreprise étudiée dans un troisième point. Enfin, nous consacrerons les deux points suivants, respectivement, à l'analyse des rapports entre formes de mobilité et à l'examen des liens entre mobilité de grade et salaire, ce, avant de conclure par la synthèse des principaux résultats.

#### **1. Éléments de caractérisation des marchés internes**

La notion de marché interne du travail et le terme lui-même, prend véritablement naissance dans l'ouvrage fondateur de Doeringer et Piore (1971), bien que leur travail s'enracine dans les travaux néo-institutionnalistes des années 50 et particulièrement ceux de Reynolds, Kerr et Dunlop. Dans cette perspective, la tentative de qualification du marché interne du travail est



inséparable d'une conception du marché du travail qui s'écarte de la vision unifiée inhérente au paradigme du marché concurrentiel.

De ce fait, le marché interne est perçu comme une composante particulière d'un marché du travail hétérogène de par ses structures d'emploi. En mobilisant la définition de Doeringer et Piore<sup>2</sup>, on débouche sur trois caractéristiques fondamentales du marché interne :

- Des règles administratives et des coutumes fixent le prix du travail et déterminent son allocation. C'est poser l'existence de facteurs particuliers qui s'ajoutent à la loi de l'offre et de la demande censée gérer l'allocation et le prix du travail sur le marché externe.

- L'accès à ces marchés est limité à certains postes, qualifiés de ports d'entrée. Cette propriété définit une contrainte si on se place du point de vue du marché mais un avantage si l'on adopte la position inverse : l'ouverture limitée à la concurrence qu'implique cette restriction des positions d'entrée permet justement l'instauration de règles assurant la constitution d'un marché interne et la protection des salariés à l'égard des forces du marché externe supposé fonctionner selon les règles concurrentielles.

- Enfin, la troisième caractéristique importante a trait à l'ensemble des avantages générés par cette structure d'emplois : il en va ainsi de la sécurité des emplois, des opportunités créées de développement des compétences des salariés et de progression professionnelle par le biais de la formation "on-the-job" et de la mobilité interne le long de filières qualifiantes. La durabilité de la relation d'emploi est le corollaire de l'existence du marché interne.

Ainsi, le marché interne se caractérise globalement par la rigidité des règles d'allocation des ressources et de détermination des salaires isolant les travailleurs qui en dépendent des forces concurrentielles. Les salaires sont fixés à la fois en fonction des postes attribués et en fonction des caractéristiques individuelles des actifs embauchés. En d'autres termes, cela revient à poser explicitement que la productivité individuelle sur le marché du travail s'extrait en partie des caractéristiques individuelles, en particulier relatives au capital humain détenu, pour devenir le produit d'une affectation d'une capacité productive particulière dans un poste de travail, lequel va conditionner la productivité effective attendue du salarié.

Doeringer et Piore situent l'émergence de ces marchés internes dans l'intérêt qu'ont les employeurs à réduire les coûts de formation et de rotation de la main d'oeuvre et pour les travailleurs, dans la recherche d'une stabilité d'emploi et de plus larges opportunités d'extension de leur compétence et d'évolution de carrière. Dans cette optique, la mobilité interne sert de vecteur d'acquisition de nouvelles compétences.

Les modèles d'obédience Néo-Classique, du type contrat implicite, salaire d'efficience ou contrat à paiement différé, ont, pour leur part, surtout insisté sur les caractéristiques "extrinsèques" de ces marchés internes, c'est à dire la forte ancienneté des travailleurs appartenant à ceux-ci, une croissance des salaires avec l'ancienneté indépendante de l'évolution de la productivité individuelle et des salaires rigides à la baisse.

Certains modèles de tournoi conduisent également à des prédictions intéressantes sur les rapports entre hiérarchie des postes et niveaux de rémunération. Dans cette voie, Rosen (1986) montre qu'il faut que l'écart de salaire s'élève à mesure que l'on monte dans la hiérarchie des postes pour que celle-ci puisse continuer à motiver les salariés qui ont déjà bénéficié de plusieurs promotions. En particulier, en présence d'aversion vis à vis du risque des salariés, il débouche sur la proposition selon laquelle l'écart de salaire entre les deux derniers échelons doit être plus important que tout autre écart entre deux rangs quelconques.

---

<sup>2</sup> "Le marché interne est une unité administrative, tel qu'un établissement industriel, à l'intérieur de laquelle la rémunération et l'allocation du travail sont régies par un ensemble de règles et de procédures administratives".

Ce modèle fournit ainsi une explication théorique à l'accroissement de la dispersion des salaires en haut de la hiérarchie des qualifications.

Sur un plan empirique, on peut dégager de ce cadre quelques implications sur les caractéristiques du personnel d'une entreprise constituée en marché interne :

- des entrées limitées à certains postes de la hiérarchie,
- des itinéraires de promotion bien délimités entre certains postes,
- peu de sorties en cours de carrière compte tenu des conditions de travail et de carrière favorables aux salariés, conditions ayant pu favoriser l'accumulation de capital humain spécifique renforçant l'attachement à l'entreprise<sup>3</sup>. En lien avec cette conséquence, on devrait constater, un taux de turn-over plutôt faible et une forte ancienneté moyenne des salariés.

C'est donc au regard de la proximité des caractéristiques de l'entreprise avec ces dimensions, que l'on pourra s'autoriser à parler de marché interne.

Il convient maintenant d'étayer le fait que nous optons ici pour une approche sexuée de la gestion des mobilités et des carrières dans l'entreprise considérée.

## **2. Les enseignements des travaux récents sur la dimension sexuée du marché du travail**

Pour rendre compte des disparités de carrière selon le sexe, de nombreux travaux montrent que des différences de revenu apparaissent au travers des écarts de valorisation de l'expérience sur le marché du travail ou de l'ancienneté dans l'entreprise. Les écarts de gains, toujours à l'avantage des hommes, se creusent avec l'expérience professionnelle (Meurs et Ponthieux, 1999). Ces écarts s'accroissent même davantage pour les générations récentes que pour les plus anciennes sur la décennie 80 alors qu'ils seraient plus faibles en début de vie active (Le Minez et Roux, 2002). Ce résultat tient au rôle majeur, parce que persistant, des caractéristiques du premier emploi durable dans la détermination des évolutions de carrière salariale et, en particulier, au fait que les femmes occupent plus souvent des premiers emplois durables à temps partiel et moins qualifiés que les hommes. Les changements de situation professionnelle - de temps de travail, de position professionnelle,... - accroissent les écarts de rémunération dans la mesure où les changements les plus rémunérateurs sont plus probables chez les hommes que chez les femmes (Le Minez et Roux, 2002).

Pour leur part, Dupray et Moullet (2002) mettent plus largement en évidence le rôle de l'entreprise où le premier emploi s'exerce : à caractéristiques égales, sur un échantillon des salariés à temps complet et travaillant dans le secteur privé en 1992 et en 1998, les évolutions de salaire moyennes des hommes et des femmes sont peu significativement différentes, sauf lorsque l'entreprise de 1992 est celle du premier emploi. Dans ce dernier cas, les hommes

---

<sup>3</sup> En effet, un des facteurs le plus souvent invoqué pour justifier qu'une entreprise s'attache durablement de la main d'œuvre en organisant sa formation et son allocation est, avec la stabilité et la prévisibilité de la demande (Piore, 1978), la technologie de production.

Ainsi, avec la spécificité de la technologie et la spécificité des qualifications qu'elle commande, le marché interne se comprend comme la synthèse de conditions favorisant l'accumulation de capital humain spécifique. Les règles de fixation des salaires et les garanties d'emploi offertes sont conçues dans cette perspective comme les éléments d'un système de motivation nécessaire pour que travailleurs et employeurs puissent investir conjointement en formation spécifique et s'en répartir les bénéfices. La structure hiérarchique des postes constitue alors en même temps la condition et le produit de la formation spécifique puisque dans cette optique, les mobilités internes servent autant à crédibiliser les effets de la formation et justifier les efforts consentis pour l'acquérir qu'à exploiter ces investissements pour la firme, au travers de nouvelles affectations. Ce cadre de raisonnement a l'intérêt de donner une fonction essentielle à la mobilité interne à la fois comme condition d'investissement et comme conséquence du succès de la formation engagée. L'absence de données sur la formation continue et sur la formation en situation de travail dans l'entreprise étudiée ne nous permettra pas cependant, de tester cette relation.

s'avèrent privilégiés. Plus largement, les auteurs montrent que les progressions de salaire en début de vie active, c'est à dire en deçà de trente ans avantagent fortement les hommes par rapport aux femmes, mais qu'à partir de là, celles-ci tendent à progresser plus vite sans toutefois pouvoir rattraper leur retard en niveau.

En ce qui concerne le rendement comparé de l'ancienneté dans l'entreprise, les résultats sont plus partagés. Pour Bayet (1996), quelle que soit l'expérience professionnelle, l'ancienneté est plus rémunératrice pour les hommes que pour les femmes. Meurs et Ponthieux (1999) trouvent des rendements égaux pour 1997 tandis que Simonnet (1996) sur une population jeune (30-35 ans) met en évidence une rémunération de l'ancienneté supérieure pour les femmes.

En s'interrogeant sur les arbitrages entre mobilité externe et accumulation de l'ancienneté et à partir de données longitudinales issues des DADS, Dupray et Moullet (2002) établissent des "parcours optimaux" d'accumulation de l'expérience (fixant la part de l'ancienneté au sein de l'expérience) basés exclusivement sur son rendement salarial. Il s'avère que l'ancienneté dans l'emploi est toujours mieux rémunérée pour les hommes que pour les femmes, ces différences de rendement étant plus marquées en début de vie active. Les rendements salariaux de l'ancienneté se rapprochent quand cette dernière s'accroît, excepté dans le cas où toute l'expérience professionnelle se réalise chez le même employeur. Les "parcours optimaux" de mode d'accumulation de l'expérience apparaissent différents pour les hommes et pour les femmes : chez ces dernières, c'est la stabilité en début de carrière – des anciennetés longues pendant les 10 premières années – suivie d'itinéraires de mobilité qui se révèle le parcours le plus rentable. Chez les premiers, c'est la mobilité en début de carrière suivie d'une stabilisation en entreprise qui serait du point de vue salarial le parcours le plus efficient. Des analyses portant d'un côté, sur des actifs en mobilité, et de l'autre sur des salariés restés chez le même employeur, durant les cinq premières années de vie active, confirment ces conclusions (Dupray, 2002).

En outre, dès les débuts de vie active, si la croissance salariale des hommes dépasse celle des femmes, c'est aussi parce que le gain salarial à l'issue des mobilités externes est deux fois moindre pour les jeunes femmes que pour les jeunes hommes, cet écart n'étant que peu lié aux différences de caractéristiques des emplois occupés par chacun des deux sexes (Loprest, 1992). En parallèle, l'auteur montre qu'hommes et femmes connaissent des évolutions de salaire équivalentes en l'absence de changements d'emploi.

Ces résultats convergents indiquent que la mobilité professionnelle externe est plus « risquée » pour les femmes que pour les hommes dans les débuts de carrière.

A côté d'analyses portant sur les évolutions salariales, d'autres travaux, nombreux aussi, ayant trait aux disparités de carrières entre hommes et femmes relèvent l'existence d'une discrimination salariale à l'égard de ces dernières sur l'ensemble de l'économie. L'écart de gains des salariés à temps complet s'explique pour près de la moitié en termes de discrimination salariale (Meurs et Ponthieux, 2000). En amont des écarts de rémunération qui ne seraient pas expliqués par des caractéristiques individuelles différentes, la discrimination entre sexe peut aussi renvoyer à un accès aux emplois ou aux postes les plus rémunérateurs plus difficile pour les femmes que pour les hommes. Des effets de ségrégation par sexe des emplois pourraient ainsi s'ajouter aux écarts de gains au sein des mêmes catégories d'emploi. Meng et Meurs (2001) montrent qu'en France le différentiel de salaire entre hommes et femmes est justifié pour l'essentiel par des différences des salaires moyens au sein de catégories d'emploi. En contrôlant l'accès différencié aux catégories d'emploi et donc la structure des emplois occupés, les écarts de rémunération entre hommes et femmes sont inchangés. Autrement dit, les différentiels sexués de salaire existent bien au sein même des

catégories d'emplois, une fois prises en compte les différences dans les modes d'accès à ces catégories. En outre, pour des catégories d'emploi semblables, les deux tiers du différentiel de gains ne sont pas justifiés par les caractéristiques individuelles et restent donc inexplicables.

Une des voies d'approfondissement de la connaissance de la formation des disparités salariales entre hommes et femmes, consiste donc à rentrer dans la boîte noire de ces emplois « équivalents » et d'analyser en dynamique comment cheminent les individus entre des postes appartenant à un même marché interne, c'est à dire *a priori* sujets aux mêmes règles d'occupation et de mobilité.

Sachant l'importance des mobilités professionnelles sur les progression de salaires des hommes et des femmes, le recours à des données d'entreprise permettant la caractérisation précise des situations professionnelles et renseignant sur leurs évolutions, autorise ainsi une analyse plus fine des disparités selon le sexe. Nous nous interrogerons sur les éventuelles différences d'opportunités de promotion entre hommes et femmes, en termes de fréquence, d'ampleur et d'éventuels écarts salariaux consécutifs à des mobilités identiques. On se demandera également si les disparités de salaire varient (en étant plus ou moins prononcées) selon les domaines de fonction de l'entreprise, en lien avec le caractère plus ou moins féminisé des fonctions occupées.

Ces éléments nous permettent de situer notre propos et l'angle d'analyse suivi au regard de la problématique des disparités de carrière masculines et féminines. Avant de procéder à l'analyse des flux de mobilité, il convient auparavant de présenter les caractéristiques de la population étudiée.

### 3. Les données

Les données disponibles sont extraites d'un fichier anonyme du personnel d'une grande entreprise et concernent les années 1996 à 2001. Elles fournissent des informations sur les caractéristiques individuelles des salariés - professionnelles et familiales - quel que soit leur statut professionnel, au 1<sup>er</sup> janvier et au 1<sup>er</sup> juillet de chaque année.

L'entreprise étudiée compte plus de cent cinquante mille salariés en 1996 dont 60,2 % d'hommes au 1<sup>er</sup> janvier 1996 et 59,6%, 5 ans plus tard. De 1996 à 2001, entre 96,3 % et 97,3 % des hommes travaillent à temps plein. Quant à la part des femmes à temps plein, elle s'accroît de près de 10 points sur la période pour atteindre 79,8 % en 2001 (tableau 1).

Tableau 1 : Part des hommes et des femmes et temps de travail dans l'entreprise

	1 <sup>er</sup> janv 1996	1 <sup>er</sup> janv 1997	1 <sup>er</sup> janv 1998	1 <sup>er</sup> janv 1999	1 <sup>er</sup> janv 2000	1 <sup>er</sup> janv 2001
Part des Hommes (H)	60,2	60,1	59,3	59,6	59,6	59,6
Part des H à temps plein	96,3	96,9	95,8	96,2	96,9	97,3
Part des F à temps plein	70,1	72,9	73,4	74,1	77,6	79,8

Les variables individuelles disponibles fournissent des informations sur les caractéristiques individuelles et familiales et regroupent des données individuelles longitudinales relatives à

l'emploi occupé au sein de l'entreprise. Elles se rapportent notamment aux évènements professionnels (mobilités professionnelles de fonction, de grade, et géographique) et familiaux (naissance, modification de la situation maritale) survenus entre le 1<sup>er</sup> janvier 1996 et le 1<sup>er</sup> juillet 2001.

On peut répartir en trois grandes catégories les caractéristiques susceptibles d'influencer le fonctionnement d'un marché interne et plus précisément les opportunités de promotion et d'évolution de carrière des individus :

- des caractéristiques individuelles et biographiques non directement liées à l'activité professionnelle mais que l'employeur est susceptible d'utiliser pour anticiper la compétence ou l'implication au travail ou encore l'intensité de l'effort des salariés : l'âge, le diplôme, le nombre d'enfants, le statut matrimonial, sont des exemples de caractéristiques de cette nature ;
- des dimensions renvoyant à la position du salarié dans l'entreprise qui informent sur sa capacité productive mise en œuvre : fonction ou département, qualification, ancienneté ...
- enfin, des caractéristiques structurelles tenant à l'organisation de la firme : la structure de la hiérarchie des postes, les modalités d'approvisionnement des postes selon les différents grades, les positionnements stratégiques de l'entreprise vis à vis de son marché, lesquels peuvent commander un redéploiement des postes avec une réorganisation interne favorisant l'essor de certaines fonctions et qualifications.

Cet ensemble nous fournit un guide pour sélectionner les variables supposées pertinentes pour étudier les conditions de mobilité interne.

Les variables biographiques et familiales retenues sont :

- le sexe,
- la date de naissance,
- la situation matrimoniale,
- le nombre d'enfants et la date de naissance de chacun d'eux.

Pour les variables relatives à l'emploi, il s'agit de :

- La date d'entrée dans l'entreprise, elle permet de calculer l'ancienneté.
- L'entité géographique de gestion : les établissements d'appartenance ainsi que les résidences géographiques de ces établissements, complétés par le code postal et la localité du lieu de travail. Cette variable permet d'établir l'existence de mobilités géographiques au sein d'un même département ou entre départements.
- Le temps de travail (temps plein / temps partiel).
- La fonction occupée est décrite, de façon la plus détaillée, au travers de 392 modalités, regroupées selon des sous-domaines de fonction (42 sous-domaines), eux-mêmes appartenant à des domaines de fonction, au nombre de six : Commercial; Ressources humaines (RH) -Audit - Conseil - Communication; Logistique; Technique - Production - Informatique (TPI) Recherche; Autres.

- Les grades, au nombre de 12, gèrent la rémunération. Ils sont regroupés en 4 classes, A, B, C et D, la catégorie A étant celle des non gradés et la D, celle des cadres supérieurs. Ces quatre classes se subdivisent elles-mêmes chacune, en trois échelons, de 1 à 3 suivant un ordre hiérarchique. Attribué à l'entrée dans l'entreprise, il dépend du plus haut diplôme de formation initiale possédé par l'individu ainsi que de l'expérience professionnelle antérieure. Toutefois, l'information sur le niveau de formation initiale tout comme l'ancienneté dans le grade ne sont pas renseignés.
- Les salaires sont renseignés pour les premiers janvier et juillet de chaque année. Il s'agit de rémunérations brut annuelles en francs courant. Cette rémunération globale est la somme du salaire de base, d'avantages monétaires et d'un complément salarial. Les avantages monétaires sont composés essentiellement d'une prime fonction du résultat d'exploitation. Le complément salarial est attribué selon la contribution personnelle de chaque salarié aux tâches, missions et responsabilités qui lui sont confiées. Nous nous intéresserons ici exclusivement aux rémunérations globales car certaines composantes de celles-ci sont imparfaitement renseignées.

L'ensemble de ces informations permet potentiellement d'analyser les changements de situation et les évolutions professionnelles en termes de fonction, de grade et de rémunération des salariés de cette entreprise<sup>4</sup>.

### **Caractéristiques de la population étudiée**

La comparaison des carrières individuelles internes des hommes et des femmes nécessite de travailler sur deux populations supposées comparables du point de vue de la continuité de leurs carrières, dans la mesure où l'on souhaite écarter les disparités qui seraient relatives à des caractéristiques individuelles ou de parcours nettement différenciées selon le genre (plus forte propension à l'interruption d'activité des femmes). D'autre part, compte tenu de la faiblesse des changements de situation inter-annuels, nous avons pris le parti de mesurer les flux de mobilité sur l'ensemble de la période observée, c'est à dire sur 5,5 ans, entre le premier janvier 1996 et le premier juillet 2001.

La population de travail est donc constituée par un échantillon cylindré dans lequel les individus ont des carrières sans interruption - d'au moins six mois - sur toute la période considérée.

Le cylindrage de la population revient à ne retenir que 63 % des individus parmi tous ceux qui ont été salariés (quelle que soit la nature du contrat de travail) au cours de la période observée.

Les salariés exclus de la sélection sont pour 54 % des femmes - alors qu'elles représentent 39 % de l'effectif des salariés du panel cylindré. Cette observation est le signe d'une mobilité plus grande de la main d'œuvre féminine relativement à celle des hommes, observation largement confirmée par ailleurs ( Le Roux et Tomasini, 2002).

Parmi les exclus, près de 33 % quittent l'entreprise sans réembauche observée au cours de la période (population dont l'âge médian et l'ancienneté médiane sont respectivement de 56 et 29 ans et comptant 44 % de femmes). Près d'un quart des salariés exclus de notre sélection entrent dans l'entreprise entre 1996 et 2001 et sont toujours salariés à la dernière date

---

<sup>4</sup> Les changements, quels qu'ils soient, ne sont observables, compte tenu des données disponibles, que tous les 6 mois (les dates précises des changements sont inconnues).

d'observation. Il s'agit de salariés jeunes avec un âge et une ancienneté médiane, respectivement de 28 et 3 ans en juillet 2001 et d'une population féminisée à 59 %. Enfin, 43 % de l'échantillon non retenu est composé d'individus qui entrent et quittent l'entreprise dans la période et sont éventuellement réembauchés. Il s'agit d'individus encore plus jeunes que les précédents avec un âge médian de 21 ans en 1996, et pour lesquels les durées d'emploi sont courtes : 50 % d'entre eux passent moins de 6 mois dans l'entreprise. Au final, on constate que les sorties de l'entreprise ont été plus fréquentes sur la période que les entrées, aboutissant à une légère baisse de l'effectif de l'entreprise.

Même si cet échantillon n'est pas retenu pour analyser de la mobilité interne, il est utile d'examiner à la fois les postes sur lesquels entrent les nouveaux embauchés destinés à rester durablement dans l'entreprise, et quels postes sont abandonnés par les sortants. Ceci s'impose à double titre, d'une part pour valider le fait que les entrées se concentrent principalement sur un petit nombre de postes (en accord avec une caractéristique emblématique du modèle canonique de marché interne rappelé plus haut) et d'autre part, afin d'esquisser la structure des opportunités de promotion, selon les modalités d'approvisionnement des qualifications dans l'entreprise (voir infra 4.2).

Sur le premier point, l'analyse montre que plus de 47 % des entrants, encore en poste en 2001 et donc destinés à l'occupation d'emplois durables, se concentrent dans deux niveaux hiérarchiques sur les douze recensés. Il s'agit du grade B-1, premier niveau des salariés gradés et du grade D-1, premier niveau alimentant l'encadrement supérieur. Ces deux grades constituent donc les deux ports d'entrée principaux d'accès à l'emploi dans cette entreprise, et en cela désignent un premier élément de correspondance avec un trait de fonctionnement distinctif des marchés internes.

Les caractéristiques du personnel de cette entreprise montrent à la fois des situations d'emploi durables, puisque l'ancienneté médiane est de 19 ans (Tableau 2) et un faible taux annuel de rotation de la main d'œuvre<sup>5</sup> : 6.2 %, soit un taux bien inférieur au taux de rotation moyen constaté sur la période 1996-2001 (Richet-Mastain, Vazeille, 2000).

Ces éléments soulignent un peu plus la proximité de ces conditions avec une gestion de la main d'oeuvre organisée en marché interne.

Tableau 2 : Répartition par âge et ancienneté en 1996 ( $\mu$ )

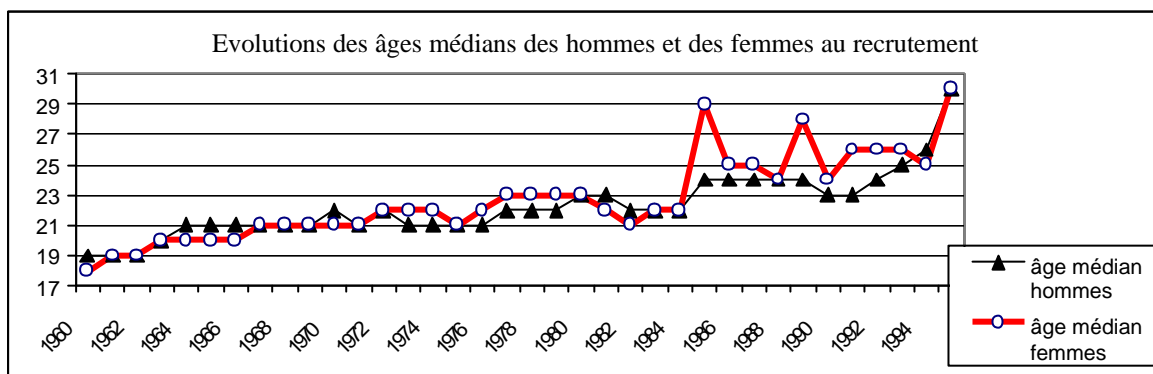
		Hommes	Femmes	Ensemble
Age médian en 1996	1 <sup>er</sup> quartile	37	38	38
	médiane	41	43	42
	3 <sup>eme</sup> quartile	46	48	47
Ancienneté médiane en 1996	1 <sup>er</sup> quartile	15	15	15
	médiane	19	19	19
	3 <sup>eme</sup> quartile	23	24	23
Ensemble		61 %	39 %	100 %

( $\mu$ ) : Il s'agit, comme pour l'ensemble des tableaux suivants des salariés présents sur la totalité de la période d'observation – l'échantillon cylindré.

<sup>5</sup> Calculé comme la demi-somme des taux d'entrées et de sorties. Les entrées et sorties sont calculées sur cinq ans et rapportées au stock de janvier 1996, après quoi les taux obtenus sont ramenés à des taux annuels.

Une observation plus attentive de la distribution des anciennetés montre que cette entreprise présente très majoritairement des situations d'emploi durables, puisque 25 % des salariés ont plus de 23 ans d'ancienneté tandis que les trois quarts comptent au moins 15 années passées dans l'entreprise (Tableau 2). A cet égard, hommes et femmes ne se distinguent pas, même si ces dernières sont en moyenne un peu plus âgées – âge médian de deux ans supérieur à celui des hommes. Cet écart tient au fait que les femmes de l'échantillon ont en moyenne été recrutées à des âges plus élevés que ceux des hommes (Graphique 1). En même temps le graphique suggère que le recrutement s'est exercé en direction d'une main d'œuvre de plus en plus formée ou/et expérimentée, notamment à partir du milieu des années quatre-vingt pour les femmes (l'absence d'information sur le niveau d'études à l'entrée dans l'entreprise ne nous permet pas de statuer sur les éventuels écarts de diplôme des hommes et des femmes à l'embauche). Les recrutements des salariés de la population étudiée ont eu lieu dans plus de 26% des cas avant 1973, dans 53 % des cas avant 1977 et dans 81 % des situations avant 1981.

Graphique 1 : Évolution sur 35 ans de l'âge à l'embauche



Selon le sexe, les salariés occupent des domaines de fonction différents en 1996 (Tableau 3). Les hommes sont pour plus des deux tiers concentrés dans le domaine Technique-production-informatique (TPI) tandis que les femmes sont plus équiréparties avec un pic de concentration, près d'un tiers d'entre elles, dans le domaine commercial. En comparant, au sein des domaines, la part des femmes à celle des hommes, on constate que dans les domaines Commercial et RH-audit-conseil-communication, les femmes occupent plus de 60 % des postes. A l'inverse, les autres domaines de fonction (Technique-production-informatique, Recherche) sont masculins à plus de 80 %. Sur la période, on assiste à un redéploiement des domaines en faveur du commercial et au détriment de la fonction TPI (Tableau 4). Mais cette réorientation s'effectue de manière différente pour les hommes et les femmes, les premiers diminuent fortement leur présence dans la fonction TPI, alors que c'est la fonction logistique qui fait principalement l'objet d'une désaffectation chez les femmes (11,4 contre plus de 20 % en début de période). En fin de période, les femmes se retrouvent ainsi pour près de 45 % salariées dans la fonction commerciale alors que la fonction TPI continue de concentrer environ 59 % de la main d'œuvre masculine.

Les anciennetés des hommes et des femmes selon les domaines de fonction sont comparables, excepté dans le domaine de la recherche où l'ancienneté médiane des hommes dépasse celle des femmes de 5 ans environ en 2001. Les femmes travaillent moins souvent à temps partiel à la fin de la période qu'en 1996, 22 % contre 27 %. C'est au sein du domaine recherche que la part du temps partiel féminin est la plus élevée (36 %). Le temps partiel s'est par contre



légèrement accru chez les hommes même s'ils ne sont qu'environ 3 % à être concernés en 2001.

Tableau 3 : Age, ancienneté et temps partiel par sexe et selon le domaine de fonction au 1<sup>er</sup> janvier 1996

DOMAINE DE LA FONCTION	Hommes					Femmes				
	%	% dans le dom.	Age médian	Ancienneté médiane	% de temps partiel	%	% dans le dom.	Age médian	Ancienneté médiane	% de temps partiel
Commercial	9,8	32,4	40	18	2,2	32,2	67,6	42	18	28,0
RH*,audit, conseil, communic.	6,3	35,4	42	19	2,2	18,1	64,6	44	19	27,6
Logistique	8,6	39,8	43	19	2,2	20,3	60,2	44	19	28,8
Technique - production - informatique	67,1	82,5	41	19	1,8	22,4	17,5	42	19	28,8
Recherche	1,9	80,9	40	18	2,5	0,7	19,1	37	12	28,3
Autres	6,2	60,7	45	20	0,8	6,2	39,3	42	18	10,9
Ensemble	100 %		41	19	1,8	100 %		43	19	27,2

(\*) RH : Ressources Humaines.

Tableau 4 : Age, ancienneté et temps partiel par sexe et selon le domaine de fonction au 1<sup>er</sup> juillet 2001

DOMAINE DE LA FONCTION	Hommes					Femmes				
	%	% dans le dom.	Age médian	Ancienneté médiane	% de temps partiel	%	% dans le dom.	Age médian	Ancienneté médiane	% de temps partiel
Commercial	19,3	40,5	45	23	3,9	44,6	59,5	47	23	23,6
RH*,audit, conseil, communic.	7,4	37,3	49	25	2,6	19,5	62,7	49	24	20,2
Logistique	5,6	43,8	50	25	2,9	11,4	56,2	51	24	21,4
Technique - production - informatique	58,7	82,7	46	24	2,6	19,2	17,3	47	24	23,3
Recherche	1,6	81,8	45	23	4,2	0,5	18,1	43	18	36,1
Autres	7,3	70,5	49	24	1,0	4,7	29,5	46	23	14,1
Ensemble	100 %		46	24	2,7	100 %		48	24	21,9

Si les hommes et les femmes ne se répartissent pas également entre les domaines de fonction, il en est de même de leur distribution dans les grades (Tableau 5). La catégorie B rassemble les effectifs les plus importants, avec 81 % des salariés de sexe féminin et 62 % des salariés masculins, en 2001 comme en 1996. La catégorie D (celle des cadres supérieurs) est celle où les femmes sont le moins représentées, entre 17 et 22 % selon le grade occupé dans cette catégorie, alors qu'elles sont majoritaires dans le grade B-2 et qu'elles représentent presque 40 % de l'effectif de l'entreprise.

Tableau 5 : Évolution de la structure par grade selon le sexe entre 1996 et 2001

Grade occupé *	Part des Femmes		Hommes			Femmes		
	1996	en 2001	Âge médian	% en 1996	% en 2001	Âge médian	% en 1996	% en 2001
A-2	52.8	53.3	42	0,8	0,5	45	1,2	0,7
A-3	16.8	20	41	7,3	4,5	44	2,2	1,9
B-1	55.9	47.5	41	18,8	17,7	43	35,4	25,8
B-2	50.2	53.8	40	25,7	23,5	42	38,4	42,2
B-3	24.7	28.8	41	18,0	20,9	43	8,8	13,1
C-1	33.8	33	43	3,3	2,5	46	2,6	1,8
C-2	25.9	28.5	42	5,2	7,6	44	2,7	4,6
C-3	23.8	24.2	43	9,8	10,1	42	4,6	4,8
D-1	23	21.5	43	4,1	4,2	40	1,8	1,8
D-2	23.1	23.1	44	4,0	4,9	40	1,8	2,2
D-3	13.5	16.9	46	3,0	3,5	43	0,7	1
<b>Ensemble</b>		38.9		100	100		100	100

(\*) Le grade A-1 est omis du fait du très faible effectif concerné sur notre échantillon, 40 femmes et moins de 10 hommes.

De manière générale, plus on s'élève dans la hiérarchie des grades, plus l'écart entre les parts relatives au sein des chacun des sexes s'accroît. Ainsi, plus de 10 % des hommes occupent le grade C-3 contre 4,8 % des femmes. Au niveau de la catégorie D, 12,5 % des hommes sont cadres supérieurs en 2001 contre 5 % des femmes.

En ce qui concerne les âges médians par catégorie de qualification, les femmes sont plus âgées que les hommes jusqu'au grade C-2, au-delà, elles sont plus jeunes que leurs homologues masculins.

Au total, il apparaît qu'hommes et femmes se distribuent différemment entre domaines de fonction et grades. Compte tenu de leur positionnement dans la distribution des grades, on s'attend à ce que les femmes, très fortement concentrées dans la catégorie B, aient des taux de promotion supérieurs à ceux des hommes. On anticipe en effet qu'une promotion est d'autant plus probable que le salarié se situe au bas de la hiérarchie des qualifications en début de période. Un autre facteur est cependant susceptible de jouer un rôle sur les taux de promotion. Il s'agit du stock de postes au grade supérieur rapporté au nombre de salariés dans le grade de départ. Cela se comprend dans une logique de tournoi où les salariés sont en concurrence pour accéder à un poste situé à un grade supérieur (Brüderl, Diekmann, Preisendörfer, 1991). Si l'ensemble des postes est alimenté par mobilité interne, ce ratio donne un indice de la sélectivité du marché interne. Sur cette base, on testera plus loin l'impact d'un tel indicateur, intégrant en plus le fait que les qualifications puissent être pourvues par le marché externe, sur la probabilité de mobilité de grade.

On vient de rendre compte ici de la situation des hommes et des femmes dans l'entreprise, en montrant l'évolution de la répartition du stock de l'effectif employé sur cinq ans et demi. Il va s'agir maintenant d'étudier plus précisément la nature des mobilités entre domaines de fonction et ses déclinaisons et d'examiner les rapports entre mobilité de fonction et mobilité de grade. Ces flux de mobilité seront analysés par sexe et nous soulignerons comme précédemment les écarts existant entre les hommes et les femmes, au regard des dimensions examinées.

#### 4- Analyse des liens entre formes de mobilité

Il s'agit dans cette section de s'interroger sur les relations observées entre les mobilités de fonction et les mobilités de grade, compte tenu des répartitions entre domaines de fonction et niveau hiérarchique des hommes et des femmes, exposées précédemment, et sur la nature différenciée de ces liens selon le sexe.

##### 4-1 Mobilités de fonction : quelles évolutions d'ensemble ?

Les mobilités professionnelles sont analysées selon plusieurs critères, le premier étant celui des mobilités de fonction, le second renvoyant aux changements de position hiérarchique des salariés (mobilité de grade). Pour le premier, trois définitions sont retenues : il s'agit soit de mobilité de domaine de fonction (6 modalités), soit de sous-domaine de fonction (42 modalités) ou encore de fonctions (392 modalités).

Tableau 6 : Part des différents types de mobilités selon le sexe entre 1996 et 2001

	Hommes	Femmes	Ensemble
Mobilités de domaines	28.5	38.3	32.4
Mobilités de sous-domaines	20.1	14.2	18.1
Mobilités de fonctions	12.3	12.9	12.5
Mobilités (ensemble)	60.9	65.4	63

Les pourcentages sont calculés pour les individus non mobiles dans la catégorie précédente, ainsi 12,3 % des hommes ont changé de fonction mais à l'intérieur du même sous-domaine et du même domaine.

Pour l'ensemble des salariés, le taux de mobilité de fonction de 1996 à 2001 est de 63 % (tableau 6). Seules les mobilités se réalisant entre domaines ou sous-domaines de fonction font apparaître des différences selon le sexe. Rappelons que l'entreprise a connu sur la période un redéploiement de ses effectifs entre domaines de fonction avec un allègement des domaines Logistique d'une part et TPI, d'autre part, au profit du domaine Commercial. Ce dernier a ainsi vu sa part croître d'environ 12 points de % entre 1996 et 2001. Compte tenu du caractère féminisé des domaines Commercial et Logistique, il suit que la mobilité entre domaines est plus importante pour les femmes que pour les hommes : près de 71,5 % des hommes ne connaissent aucune mobilité de domaine sur la période alors que dans le même temps, seules 62 % des femmes sont dans cette situation.

Parmi les mobiles en matière de domaine de fonction, 80 % des hommes ne connaissent qu'une seule mobilité sur la période, contre 77 % des femmes. La différence ne joue donc pas sur la fréquence des mobilités.

Pour les hommes mobiles, près de 30 % des mobilités se font du TPI au Commercial, près de 7 % de la Logistique vers ce même domaine. Environ 7 % encore s'effectuent à partir du domaine TPI mais au profit des fonctions regroupées sous les termes RH-audit-conseil, communication (tableau 7). Au total, près de 45 % des changements de domaine se font en direction du domaine Commercial.

Pour les femmes, ce sont plus de 40 % des mobilités entre domaines qui s'effectuent en direction du Commercial, essentiellement au départ du domaine de la Logistique (14 % des mobilités), du TPI (14 % des mobilités) et de RH-audit-conseil-communication (12 % des cas) – Tableau 8.

Toujours pour les femmes, 12 % des mobilités se produisent du domaine Logistique vers le domaine RH-audit-conseil-communication (tableau 8) et 12 % de ce dernier domaine vers l'ensemble TPI, domaine où l'effectif féminin sur la période diminue moins que l'effectif masculin.

Au total, environ 54 % des mobilités de domaine de fonction pour les hommes se font au départ de l'ensemble TPI, contre 24 % pour les femmes, pour lesquelles le premier domaine de départ (32 % des cas) est celui de la Logistique. Ce constat est évidemment à rapporter à l'importance de ces domaines en 1996, en termes d'effectif employé, notamment pour les hommes, puisque le domaine TPI regroupe à cette date, on l'a vu, près des deux tiers du salariat masculin.

En ajoutant aux changements de domaine de fonction, les mouvements au sein de chacun d'eux (mobilités entre sous-domaines), 48,6 % des hommes et 52,5 % des femmes connaissent alors au moins une mobilité. S'agissant des seules mobilités au sein de chaque domaine de fonction, et à l'inverse des mobilités de domaines, les femmes sont moins mobiles que les hommes avec des taux respectifs de 14 et 20 %.

Enfin, du point de vue de leur mobilité de fonction (sans mobilité de domaine ni de sous-domaine) - le niveau le plus fin -, les hommes et les femmes sont semblables puisque plus de 12 % des uns et des autres changent de fonction au moins une fois de 1996 à 2001 (Tableau 6).

Tableau 7: Nature des principales mobilités de domaine de fonction sur la période pour les hommes de 1996 à 2001

Nature des mobilités	%
Technique, production, informatique ? Commercial	30,2
Technique, production, informatique ? RH, audit ...	6,8
Logistique ? Commercial	6,8
Logistique ? Technique, production, informatique	5,6
Technique, production, informatique ? autres	5,4

Note : population des hommes mobiles de domaine de fonction

Tableau 8 : Nature des principales mobilités de domaine de fonction sur la période pour les femmes de 1996 à 2001

Nature des mobilités	%
Logistique ? Commercial	14,3
Technique, production, inform. ? Commercial	14,2
RH, audit ...? Technique, production, inform.	12
RH, audit ...? . Commercial	12
Logistique ? RH, audit ...	11,7
Commercial ? RH, audit ...	4,9

Note : population des femmes mobiles de domaine de fonction

#### 4-2 Mobilités de grade

Préalablement à l'analyse des liens entre les mobilités de fonction et de grade occupé, il s'agit de considérer la répartition initiale des différents niveaux de grade entre hommes et femmes selon les domaines de fonction (tableau 9).

Au sein de chaque domaine de fonction, les femmes sont davantage concentrées que les hommes dans une même catégorie de grade, la catégorie B dans tous les cas. Elle regroupe de 72 à 88 % de la population féminine selon le domaine (excepté celui de la recherche). Cette catégorie de grades concentre plus de la moitié des hommes dans deux domaines seulement, le Commercial (avec 60 % de l'effectif) et TPI (71 %).

Tableau 9 : Composition des grades au sein de chaque domaine de fonction selon le sexe en 1996

Grades regroupés	Commercial		RH, audit...		Logistique		Technique product. informatique		Recherche	
	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
A	2,2	1,9	2	1,4	29,1	8,1	7,2	3,	-	-
B	60	88,4	44,3	72,4	45,8	85,3	71,2	83,6	6,4	11,1
C	26,8	7,4	30,1	18,5	18,5	5,5	15,8	9,7	56	41,5
D	11,1	2,3	23,6	7,7	6,6	1,1	5,8	3,7	37,6	47,4
Ensemble	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

A l'exception du domaine de la recherche (qui ne regroupe qu'environ 1% de l'effectif), c'est dans le domaine « Ressources humaines, audit, ... » que la part des femmes dans les grades les plus élevés est la plus grande : plus d'un quart de celles qui sont salariées dans ce domaine en 1996 sont de catégories C et D, alors que ce poids varie de 7 à 13 % dans les autres domaines de fonction.

La part des hommes occupant la catégorie de grade la plus élevée de la hiérarchie dépasse dans tous les domaines celle des femmes, excepté dans le domaine de la Recherche. Hormis encore ce dernier domaine, de faible importance au regard du nombre de salariés concernés, c'est dans le domaine RH-audit-conseil-communication que la catégorie D des cadres supérieurs concerne la plus forte proportion d'hommes et de femmes. Pour autant, la part des hommes y est trois fois plus importante que la proportion de femmes (23,6 % contre 7,8 %).

De 1996 à 2001, les mobilités de grade (nomenclature à 11 positions) se produisent en proportions à peu près égales chez les hommes et chez les femmes : le taux de mobilité est de 22,7 % pour les femmes et de 23,9 % pour les hommes. Seulement 7 % des salariés connaissent au moins une mobilité entre catégories de grade, 9 % des hommes contre 4 % des femmes.

Sous l'hypothèse que ces dernières mobilités sont plus rémunératrices que les mobilités intra-catégorielles, on peut supposer que pour une part, les mobilités de grade des hommes soient mieux valorisées que celles des femmes, du fait de ces sauts de promotion.

Pour les hommes, les mobilités de grade les plus fréquentes s'effectuent à partir du grade A-3 où 41,6 % des salariés masculins de ce grade connaissent une promotion et au départ du grade D-1 avec un taux de promotion de plus de 41 % (tableau 10). Ce dernier taux est encore légèrement supérieur pour les femmes. Pour ces dernières, le taux de promotion est aussi élevé en partance du grade A-2 (42,8 %). Pour les deux sexes, les salariés du grade C-3 sont les moins mobiles : la promotion pour un grade supérieur s'effectue dans moins de 15 % des cas. La différence la plus marquée entre hommes et femmes s'observe pour les mobilités qui font sortir de la catégorie A (départs de A-3) où la promotion est 1,5 fois plus fréquente pour les premiers que pour les secondes. En cohérence avec la plus forte mobilité inter-catégorielle des hommes soulignée plus haut, on note que dans l'ensemble, l'amplitude des promotions est un peu plus haute pour ces derniers ; plus précisément, une plus forte proportion d'entre eux enregistrent une promotion avec un saut d'amplitude supérieur ou égal à deux.

Tableau 10 : Parts de promus au grade immédiatement supérieur et aux grades suivants selon le grade de 1996

Grades en 1996	Femmes		Hommes	
	grade +1	grade + 2 et +	grade +1	grade + 2 et +
A-2	28,2*	14,6*	29,3	9,1
A-3	26,1	1,8	38,5	3,1
B-1	27,6	1,7	18,5	3,2
B-2	14,6	1	20,8	2
B-3	0,1	20,9	0,1	17,4
C-1	26,5	2	24,7	2
C-2	27,1	4,3	28,6	4,8
C-3	12,7	0,9	13,8	0,8
D-1	42,4	0,9	40	1,5
D-2	24,6		22	
<b>Ensemble</b>	<b>19,5</b>	<b>3,2</b>	<b>18,6</b>	<b>5,3</b>

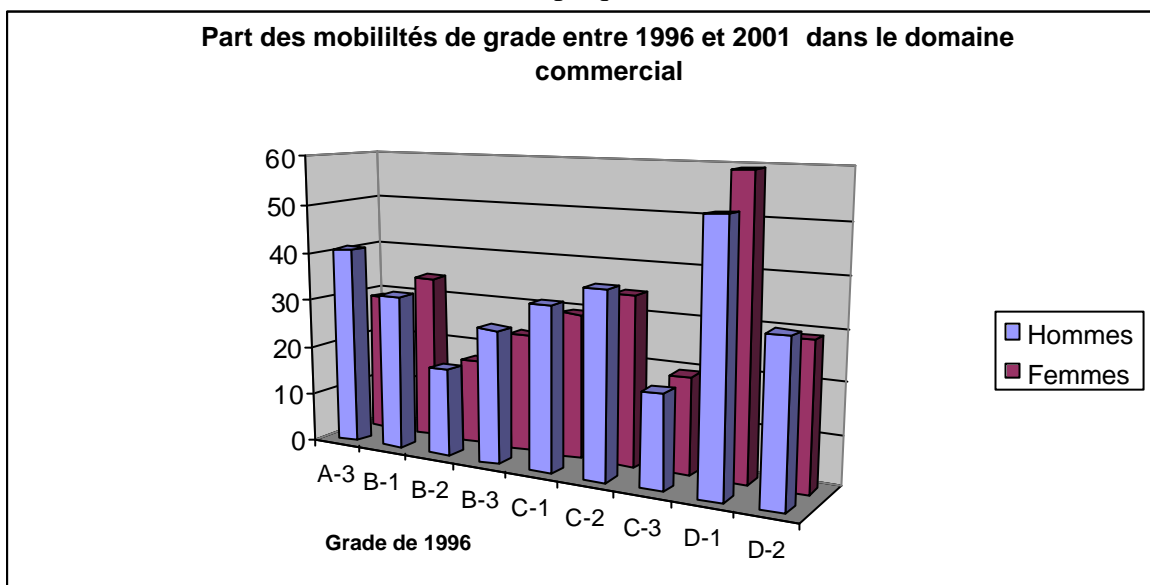
(\*) Lecture : Parmi les femmes du grade A-2, 28,2 % passent au grade A-3 et 14,6 % au grade B-1 ou au-delà.

Considérons maintenant les domaines de fonction au sein desquels les hommes et les femmes sont les plus différemment répartis en 1996, les domaines Commercial et TPI (Graphiques 2 et 3). Au total, 26,6 % des femmes et 28,2 % des hommes connaissent une mobilité de grade dans le premier de ces domaines mais ces écarts sont très variables selon le grade. Comme pour l'ensemble des domaines, dans le Commercial, c'est au départ du grade A-3 que la

différence est la plus sensible : 41 % des hommes passent sur la période du grade A-3 au grade B-1 contre seulement 29 % des femmes. Les femmes bénéficient de taux de promotion supérieurs aux hommes, seulement au départ des grades A-2, B-1, C-3 et D-1 où l'écart est d'environ sept points.

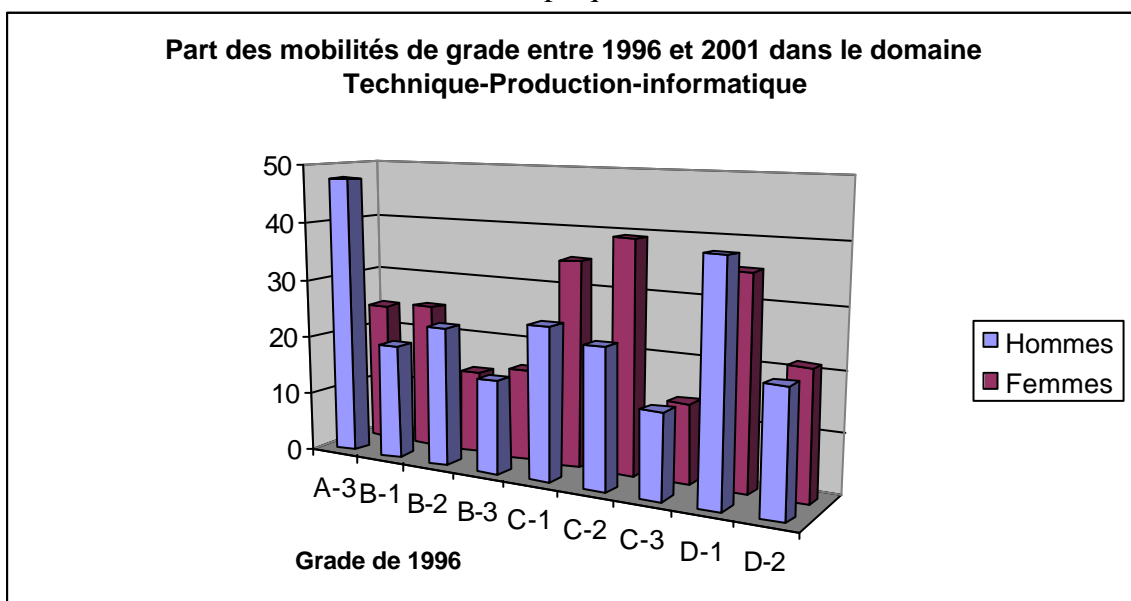
Pour le domaine de fonctions, TPI, c'est aussi au départ du grade A-3 que l'écart entre les deux populations est le plus marqué avec des taux de promotion de 48 % pour les hommes et de 24 % pour les femmes. Le taux de changement de grade le plus élevé pour les femmes est de 39 %, pour celles appartenant à C-2. Les femmes sont avantagées relativement aux hommes dans des grades en partie différents à ceux mis en évidence pour le commercial : B-1, C-1, C-2 et D-2, ce qui montre que chaque domaine est caractérisé par une politique de promotion variable selon les grades d'appartenance et selon le sexe par rapport à laquelle, les femmes sont diversement avantagées.

Graphique 2



(Note : le grade A-2 n'est pas représenté compte tenu du faible effectif qu'il regroupe, cf. tableau 5)

Graphique 3



Au bout du compte, les promotions sont plus faciles dans le domaine commercial que dans le domaine TPI, en cohérence avec le fait que le commercial est le domaine qui gagne en effectif sur la période au détriment du domaine TPI. Enfin, l'écart dans les taux de promotion globaux des hommes et des femmes est plus large dans le domaine TPI que dans le domaine commercial. Même si on l'a noté, les situations relatives des hommes et des femmes varient fortement selon les grades, il semble que la féminisation du domaine commercial contribue à un rapprochement de la situation des deux sexes, eu égard à la probabilité de promotion.

L'analyse statistique des mobilités, de fonction comme de grade, et des conditions initiales de ces mobilités (grade et fonction du début de période notamment) fait apparaître des différences entre hommes et femmes et de multiples effets croisés existant entre ces variables. Il s'agit maintenant de raisonner « toutes choses égales par ailleurs » afin de mettre au jour le rôle de chacun des facteurs influençant la probabilité de promotion (changement de grade).

#### **4-2 Modélisation des mobilités de grade sur la période 1996 – 2001 : les déterminants individuels de la promotion**

L'objet est ici d'identifier le rôle des variables individuelles et familiales ainsi que celles relatives aux domaines de fonction et catégories de grade occupé à la première date de la période d'observation sur la probabilité de changement de grade de 1996 à 2001.

Des régressions logistiques relient la probabilité d'une telle promotion aux facteurs susceptibles de l'influencer. Il s'agit des variables socio-démographiques - sexe, âge, statut marital, nombre d'enfant, naissance d'enfant sur la période observée - et des variables relatives à l'emploi - les mobilités de fonction selon le degré de finesse de la définition, la catégorie de grade initiale, le temps de travail, le domaine de fonction, l'ancienneté dans l'entreprise et les mobilités professionnelles géographiques, intra et inter-départements (l'annexe 1 présente un tableau descriptif de ces variables). Le tableau 11 ci-dessous fournit les contributions relatives de ces différents facteurs.

La mobilité de fonction s'avère être le facteur déterminant majeur de la mobilité de grade. Être un homme explique en moyenne une probabilité de changer de grade inférieure, toutes choses égales par ailleurs. Travailler à temps plein plutôt qu'à temps partiel agit positivement sur les chances de mobilité de grade. L'âge réduit en moyenne la probabilité de changement de grade et ces changements interviennent de manière prépondérante au cours des premières années d'ancienneté : entre 0 et 3 ans d'ancienneté, + 8 points de probabilité par rapport à 15 ans et + d'ancienneté toutes choses égales d'ailleurs. Considérant le domaine de fonction de départ, les salariés appartenant à la fonction Recherche sont les plus favorisés, suivis de ceux du domaine Commercial. En revanche, les plus pénalisés appartiennent au domaine de la Logistique.

Selon le grade détenu en 1996, les mobilités ultérieures sont inégalement possibles par définition. Ainsi, être de catégorie A augmente les chances de mobilité, être de catégorie D les réduit par rapport aux salariés de catégorie B (les C n'étant pas significativement différents de ces derniers). La mobilité géographique entre département agit positivement sur la probabilité de changement de grade, au contraire de la mobilité d'établissement intra-département. Du point de vue des variables biographiques, les célibataires relativement aux salariés en couple connaissent moins de mobilité de grade. C'est également le cas, mais avec un effet moindre, pour ceux qui ont eu un enfant entre 1996 et 2001.



Tableau 11 : Les facteurs explicatifs de la mobilité de grade de 1996 à 2001

Individu de référence : femme dont l'ancienneté dépasse 15 ans, salariée à temps partiel, du domaine TPI, de catégorie B en 1996, sans mobilité de fonction ni mobilité géographique sur la période, mariée et qui n'a pas d'enfant depuis 1996.

(\*) probabilité de la situation de référence.

Variables	Paramètres	P-value	Probabilité en %
Constante	-2,974	0.0001	4,9*
Homme	-0,062	0.0024	4,6
Age en 1996	-0,009	0.0001	4,8
Mobilité de dom. de fonction	1,915	0.0001	25,8
Mobilité de sous-dom.	2,271	0.0001	33,1
Mobilité de fonction	3,089	0.0001	52,9
Ancienneté 0-3 ans en 1996	1,055	0.0001	12,8
Ancienneté 4-9 ans	0,106	0.0038	5,4
Ancienneté 10-15 ans	0,028	0.2646	5,0
Grades A en 1996	1,029	0.0001	12,5
Grades C	-0,022	0.3635	4,8
Grades D	-0,423	0.0001	3,2
Temps plein en 1996	0,387	0.0001	7,0
<i>Dom. de fonction</i> : commercial	0,195	0.0001	5,8
RH, audit,...	0,069	0.0137	5,2
Logistique	-0,068	0.0112	4,6
Recherche	0,579	0.0001	8,4
Autres	-0,220	0.0001	3,9
Mobilité d'établissement	-0,044	0.0222	4,7
Mobilité de département d'emploi	0,084	0.0003	5,3
Veuf, divorcé	-0,049	0.0587	4,6
Célibataire	-0,333	0.0001	3,5
Avoir un enfant entre 96 et 2001	-0,058	0.0491	4,6
Nombre d'enfants en 96	-0,012	0.1811	4,8
-2 log L	95 307,2		

(\*) il s'agit de la probabilité associée à la situation de référence.

La mobilité de fonction sans mobilité de domaine ni de sous-domaine est la plus rentable parmi les différents changements, le changement de domaine étant à l'inverse le moins payant en terme d'évolution dans la hiérarchie des grades. Les effets des variables de mobilité de fonction jouent inégalement selon le sexe (tableaux 12, 13 et 14).

Les femmes tirent davantage profit de la mobilité de fonction (mobilité au niveau le plus détaillé) que les hommes. Ces derniers sont, en revanche, favorisés dès lors qu'il s'agit de mobilité de domaine ou de sous-domaine (Tableau 13). Parmi les salariés qui ne changent pas de fonction, l'immobilité des hommes est plus pénalisée que celle des femmes, d'autant plus que l'absence de mobilité concerne un niveau de définition plus agrégé. S'agissant de fonctions détaillées, la probabilité de changement de grade des hommes immobiles est de 0,3 point inférieure à celle des femmes immobiles, de 1 point inférieure dans le cas de l'immobilité de domaine de fonction. C'est comme si l'entreprise attendait une plus forte propension à la mobilité fonctionnelle de ses salariés masculins et en conséquence évaluait plus sévèrement du point de vue promotionnel leur absence de mobilité fonctionnelle.

Tableau 12 : Effets d'interaction de la mobilité de fonction et du sexe

Variables*	Paramètres	Probabilité en %
Constante	-2,969	4,8
Mobilité de dom. de fonction	1,915	25,8
Mobilité de sous-dom.	2,272	33,2
Homme et mobilité de fonction	3,036	51,7
Femme et mobilité de fonction	3,065	52,4
Homme sans mobilité de fct	-0,070	4,6
Ref : femme sans mobilité de fct	-	-
-2 log L	95 306,2	

(\*) L'ensemble des autres variables explicatives sont également prises en compte. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1 % sauf ceux suivis de \* (au seuil de 5 %) ou de \*\* (au seuil de 10 %).

Tableau 13 : Effets d'interaction de la mobilité de sous-domaine de fonction et du sexe

Variables	Paramètres	Probabilité en %
Constante	-2,947	4,98
Mobilité de dom. de fonction	1,912	26,2
Mobilité de fonction	3,086	53,4
Homme et mobilité de SsD	2,226	32,7
Femme et mobilité de SsD	2,147	31,0
Homme sans mobilité de SsD	-0,106	4,5
Ref : fem sans mobilité de SD	-	-
-2 log L	95 284,5	

Tableau 14 : Effets d'interaction de la mobilité de domaine de fonction et du sexe

Variables	Paramètres	Probabilité en %
Constante	-2,846	5,48
Mobilité de sous domaine	2,281	36,2
Mobilité de fonction.	3,087	56,0
Homme et mobilité de dom.	1,839	26,8
Femme et mobilité de dom.	1,707	24,3
Homme sans mobilité de dom.	-0,222	4,4
Ref : femme sans mobilité de dom.	-	-
-2 log L	95 199,1	

Parmi les différentes mobilités entre domaines les plus fréquentes, la plus payante est celle entre le domaine TPI et le Commercial.

S'agissant de l'effet croisé du sexe et du domaine de fonction de départ (Tableau 15) et par rapport aux femmes appartenant au domaine TPI (référence), les femmes sont plus avantagées que les hommes dans les domaines commercial, recherche et logistique. A l'inverse, les hommes ont davantage de mobilité de grade que les femmes quand ils se trouvent dans les domaines TPI et RH-audit-conseil-communication en 1996.

Au regard de l'ancienneté (Tableau 15) et par rapport aux femmes les plus anciennes (référence), les hommes ont plus de chance que les femmes de connaître un changement de grade dans les premières années d'ancienneté. Cet écart positif persiste au cours de quinze

premières années d'ancienneté, après quoi les femmes bénéficient d'un léger avantage relativement aux hommes de même ancienneté. Ainsi, pour les femmes, les anciennetés situées entre les deux classes extrêmes freinent le changement de grade.

Les différences de mobilité de grade selon le sexe sont liées à la catégorie de grade d'appartenance à la première date d'observation (Annexe 2), les distinctions apparaissent en particulier dans les qualifications les moins élevées : les grades A masculins sont avantagés par rapport à leurs homologues féminines. Parmi la catégorie D de grades, les femmes sont également en moyenne pénalisées. Entre ces deux catégories, les différences entre sexe sont non significatives.

Tableau 15 : Facteurs explicatifs de la mobilité de grade de 1996 à 2001, interactions entre le domaine de fonction, l'ancienneté dans l'entreprise et le sexe.

*Individu de référence* : femme dont l'ancienneté dépasse 15 ans, salariée à temps partiel, du domaine TPI, de catégorie B en 1996, sans mobilité de fonction ni mobilité géographique sur la période, mariée et qui n'a pas d'enfant depuis 1996. (\*) probabilité de la situation de référence.

Variables	Paramètres	P-value	Probabilité en %
Constante	-3,160	0.0001	4,1*
Age en 1996	-0,007	0.0001	4,0
Mobilité de dom. de fonction	1,927	0.0001	22,6
Mobilité de sous-dom.	2,277	0.0001	29,2
Mobilité de fonction	3,093	0.0001	48,3
Femme + Ancienneté 0-3 ans	0,951	0.0001	5,8
Femme + Ancienneté 4-9 ans	-0,253	0.0001	-0,9
Femme + Ancienneté 10-15 ans	-0,186	0.0001	-0,7
Homme + Ancienneté 0-3 ans	1,010	0.0001	6,4
Homme + Ancienneté 4-9 ans	0,144	0.0080	0,6
Homme + Ancienneté 10-15 ans	0,063	0.2082	0,3
Homme + Ancienneté >15 ans	-0,196	0.0001	-0,7
Grades A en 1996	1,063	0.0001	6,9
Grades C	0,000	0.9939	0,0
Grades D	-0,388	0.0001	-1,3
Temps plein en 1996	0,395	0.0001	5,92
Femme + Commercial	0,373	0.0001	5,8
Femme + RH, audit,...	0,138	0.0006	4,6
Femme + Logistique	0,168	0.0001	4,8
Femme + Recherche	1,077	0.0001	11,1
Femmes + Autres	-0,046	0.5746	3,9
Homme + Commercial	0,241	0.0001	5,1
Homme + RH, audit,...	0,294	0.0001	5,4
Homme + Logistique	-0,124	0.0514	3,6
Homme + Recherche	0,645	0.0001	7,5
Hommes + Autres	-0,108	0.1627	3,7
Hommes + TPI	0,168	0.0018	4,8
Mobilité de département d'emploi	-0,043	0.0263	3,9
Veuf, divorcé	0,076	0.0012	4,4
Célibataire	-0,053	0.0425	3,9
Avoir un enfant entre 96 et 2001	-0,333	0.0001	2,9
Nb d'enfant en 96	-0,065	0.0285	3,8
-2 log L	95 045,2		

Relativement aux femmes en couple, les hommes en couple comme les femmes divorcées ou séparées sont dans une situation similaire à l'égard de la probabilité de changement de grade. En revanche, les hommes séparés ou divorcés sont plus mal lotis à cet égard. Quant aux célibataires, homme ou femme, ils sont les plus fortement pénalisés et ce, de manière équivalente.

Dans les estimations de la probabilité de promotion du tableau 16, on teste l'impact d'un indicateur représentatif de la structure des opportunités de promotion à laquelle est confronté chaque salarié selon son grade d'appartenance. On fait l'hypothèse que cette structure d'opportunités, qui tient compte des modalités d'approvisionnement (interne ou externe de chaque grade – cf. tableau 16), joue différemment pour les hommes et les femmes si les employeurs ne conditionnent pas la promotion à des niveaux de performance similaires pour les deux sexes. Les résultats montrent que les femmes sont plus dépendantes de cette structure d'opportunités que les hommes dans la mesure où l'impact positif de l'indicateur est de plus forte ampleur pour celles-ci.

L'autre intérêt du tableau 16 est de présenter une estimation stratifiée par sexe, ce qui autorise des effets différents des autres variables introduites dans le modèle, même si les effets ne valent qu'au sein de chacune des strates : les hommes d'un côté, les femmes de l'autre.

Du point de vue des singularités propres à chaque sexe, on remarque que l'âge n'est un handicap que pour les hommes, de même que l'appartenance au domaine logistique en 1996, par rapport au domaine TPI en référence. Les variables de mobilité fonctionnelle, conformément aux précédents constats, ont un impact plus fort pour les hommes que pour les femmes. Enfin, c'est pour les variables familiales que les situations des hommes et des femmes s'écartent aussi sensiblement : être célibataire ou séparé est bien plus pénalisant pour les hommes que pour les femmes, par rapport à l'individu de même sexe marié en référence. En revanche, avoir eu un enfant entre 1996 et 2001 réduit la probabilité de promotion des femmes et demeure sans effet pour les hommes. En outre, le nombre d'enfants en 1996 agit négativement pour les femmes et positivement pour les hommes, résultat qui confirme que les employeurs jugent différemment l'impact de la charge familiale sur la contribution productive des hommes et des femmes.

Au total, ces modèles montrent que les femmes sont plutôt plus avantagées en matière de promotion que les hommes (tableau 11) même si la mobilité fonctionnelle revêt plus d'importance pour la promotion des hommes que pour celle des femmes. Toutes choses égales d'ailleurs, les salariés de sexe masculin ne sont pas privilégiés par cette entreprise, même s'ils sont en proportion plus nombreux que les femmes à connaître des mouvements ascendants significatifs – inter-catégoriels ou dans un grade au-delà de celui immédiatement supérieur à celui qu'ils occupent.

Reste maintenant à explorer si en termes d'évolution de salaire, notamment du fait des promotions, les femmes bénéficient de progressions proches de celles des hommes.

Tableau 16 : Facteurs explicatifs de la mobilité de grade de 1996 à 2001 pour les hommes et les femmes

*Individu de référence* : homme ou femme dont l'ancienneté dépasse 15 ans, salariée à temps partiel, du domaine TPI, de catégorie B en 1996, sans mobilité de fonction ni mobilité géographique sur la période, mariée et qui n'a pas d'enfant depuis 1996.

(£) probabilité de la situation de référence.

Variables	Hommes		Femmes	
	Paramètres	Probabilité en %	Paramètres	Probabilité en %
Constante	-2,490	7,7£	-4,421	1,2£
Age en 1996	-0,042	7,4	0,023	1,2
Mobilité de dom. de fonction	2,487	49,9	1,380	4,6
Mobilité de sous-dom.	2,788	57,4	1,807	6,8
Mobilité de fonction	3,594	75,1	2,644	14,5
Ancienneté 0-3 ans	0,539	12,4	1,266	4,1
Ancienneté 4-9 ans	-0,068 ns	7,2	0,187	1,4
Ancienneté 10-15 ans	0,016 ns	7,8	0,070**	1,3
Grades A en 1996	-0,449	5,0	-1,502	0,3
Grades C	-0,095	7,0	-0,233	0,9
Grades D	-0,371	5,4	-0,351	0,8
Temps plein en 1996	0,331	10,3	0,311	1,6
<i>Dom. de fonction</i> : commercial	0,060**	8,1	0,282	1,6
RH, audit,...	0,125	8,6	0,075**	1,3
Logistique	-0,366	5,4	0,074**	1,3
Recherche	0,423	11,2	0,993	3,1
Autres	-0,047 ns	7,3	-0,042 ns	1,1
Mobilité d'établissement	-0,018 ns	7,5	-0,036 ns	1,1
Mobilité de département d'emploi	0,108	8,5	0,162	1,4
Veuf, divorcé	-0,148	6,7	-0,034 ns	1,1
Célibataire	-0,414	5,2	-0,0263	0,9
Avoir un enfant entre 96 et 2001	-0,013 ns	7,6	-0,257	1,1
Nombre d'enfant en 96	0,02 **	7,8	-0,029 *	0,9
Struct. d'opportunité de mob. (£)	0,460	11,6	0,571	2,1
-2 log L	53 206		39 621,3	

Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1 % sauf ceux suivis de ns (non significatif), de \* (au seuil de 5 %) ou de \*\* (au seuil de 10 %).

(£) Pour le salarié de grade n en 1996, il s'agit du rapport entre le stock de salariés de grade n+1 (moyenne du stock en 1996 et en 2001), augmenté de l'écart entre les sortants et les entrants de grade n+1 sur la période, et le stock de salariés du grade n en 1996.

## 5- Analyse des liens entre mobilité de grade et salaire

Dans un premier temps, il s'agit d'examiner comment s'expriment les distributions de salaire des hommes et des femmes selon le grade. Les graphiques 4 et 5 donnent pour chaque grade, d'abord pour les hommes et en seconde position pour les femmes (axe des abscisses) les premier et troisième quartile ainsi que la moyenne des salaires pour des employés à temps complet – francs constants 1996.

On sait que les salaires masculins sont en moyenne plutôt plus dispersés que les salaires féminins. Dans la population étudiée, à qualification hiérarchique donnée et jusqu'au grade D2, on observe que les distributions sont à peu près également étendues pour les hommes et

les femmes, même si en moyenne les salaires masculins demeurent un peu plus élevés. On note que cet écart est surtout sensible dans la catégorie A et à partir du grade C-2, où il s'accroît avec la montée dans la hiérarchie des grades. L'écart atteint ainsi environ 30 000 francs dans le grade D-3.

Les salaires moyens ont progressé sur la période, et là aussi, avec une ampleur croissante avec la qualification. Cela étant, ces progressions ont eu plutôt tendance à rapprocher la rémunération moyenne des femmes de celle des hommes et ce, pour l'ensemble des grades. Les dispersions sont également sensiblement du même ordre en 2001, sauf parmi les cadres supérieurs où les hommes sont avantagés (amplitude plus grande de la dispersion).

Par rapport à 1996, la seule différence notable du point de vue de la dispersion concerne le grade le plus élevé D3 dans lequel les dispersions ont considérablement augmenté. Il faut préciser que ce grade touche des fonctions spécifiques aux postes détenus, lesquels recouvrent des missions d'encadrement et d'animation assorties de niveaux importants de responsabilité.

Par ailleurs, on note en 2001 comme en 1996, que l'écart entre les salaires moyens de deux grades successifs s'accroît avec la montée dans la hiérarchie conformément à la prédiction du modèle de Rosen (1986).

Les évolutions de salaire entre 1996 et 2001 sont globalement assez comparables entre hommes et femmes (Tableau 17).

On remarque toutefois que dans les grades du bas de la hiérarchie (catégories A et B), les évolutions salariales ont été légèrement plus favorables aux hommes tandis que les femmes ont été avantagées dans les catégories d'encadrement et notamment en tant que cadre supérieur occupant le grade D1 ou D2. Dans ces derniers, les taux de progression de salaire, 17 et 20 %, sont les plus élevés, de même que ceux des hommes et des femmes dans le grade supérieur D-3, respectivement 19 et 17 %.

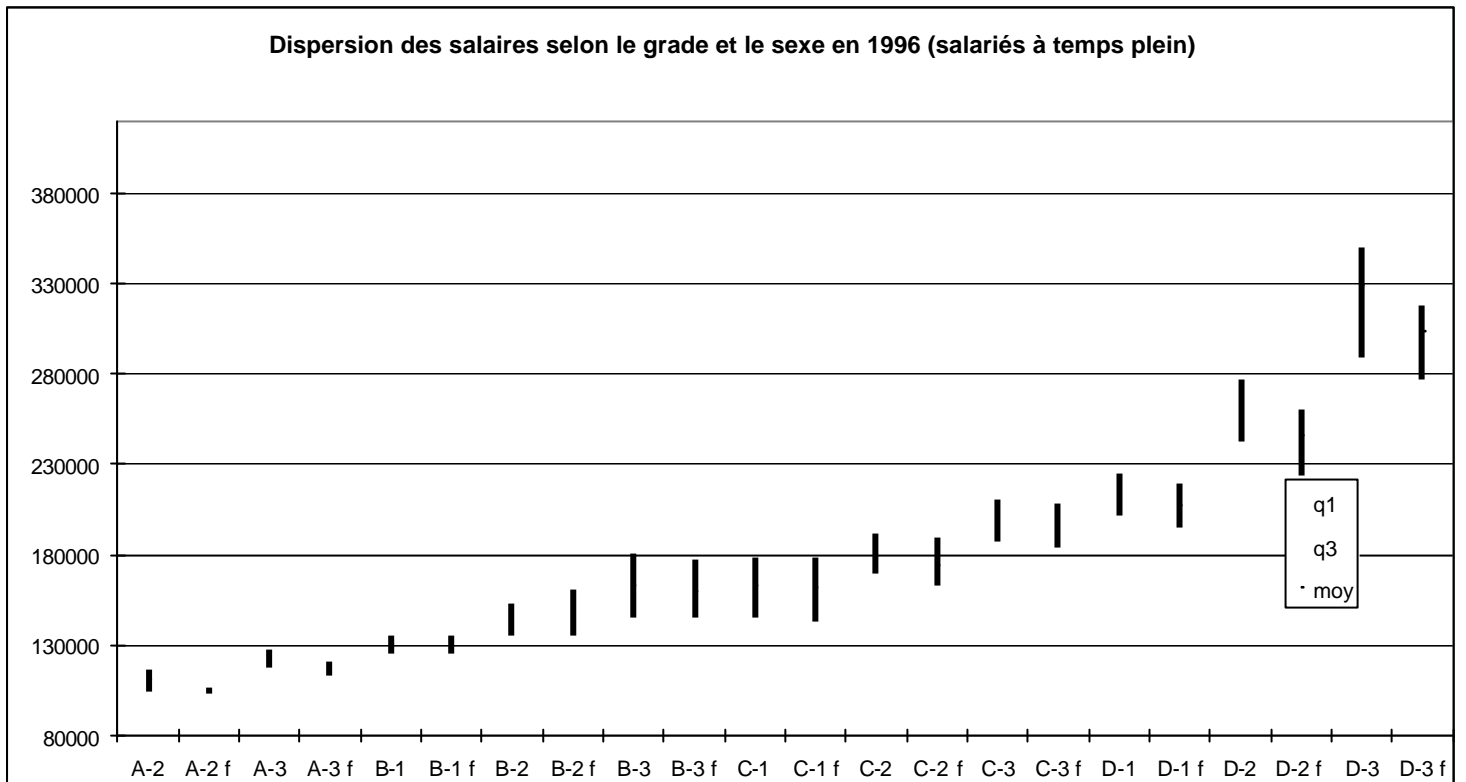
Cet écart en progression favorisant ces femmes cadres pourrait s'expliquer par la conjonction de deux facteurs :

- le fait qu'elles soient un peu plus jeunes que les hommes appartenant à ces grades (on connaît la forme concave de la courbe de progression des gains en fonction de l'âge sur la carrière (Guillot, 1989)), et
- le fait que les femmes ont des taux de promotion particulièrement élevés dans ces grades, résultat mis en évidence plus haut.

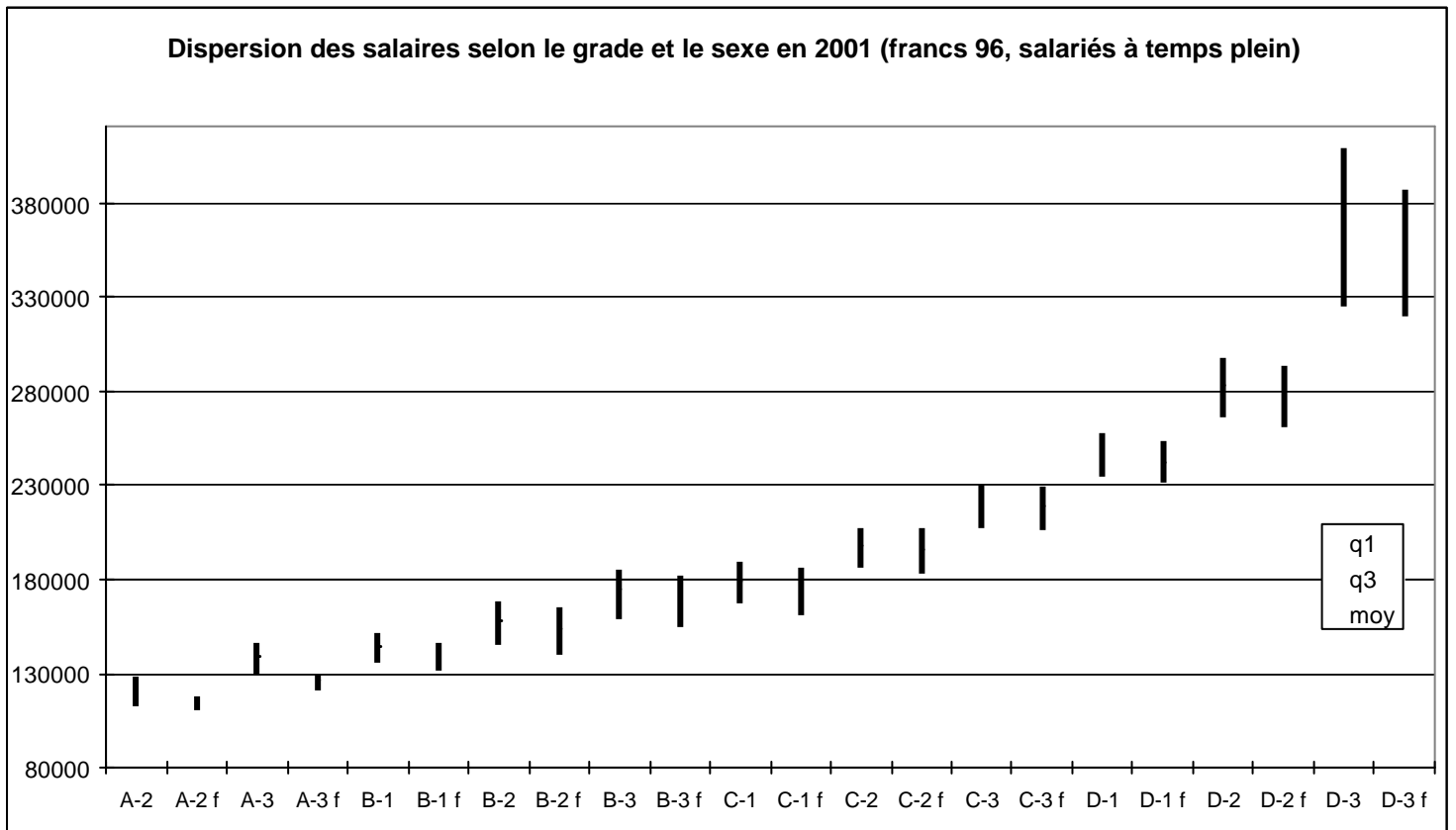
Plusieurs études en effet, et notamment celle de Baker, Gibbs et Holmstrom (1994b) et McCue (1996), montrent que les promotions sont un déterminant important des progressions salariales.

Le tableau 18 présente l'importance des évolutions de salaire par grade et selon le sexe relativement à la progression de salaire moyenne de l'ensemble des salariés restés dans le même grade, et ce, respectivement pour les promus et les non promus sur la période.

**Graphique 4**



**Graphique 5**



Il apparaît que dans tous les cas, les salariés promus sont très clairement avantagés, allant jusqu'à enregistrer des augmentations quatre fois supérieures à celles éprouvées par les salariés non mobiles.

Tableau 17 : Rapport moyen du salaire 2001 au salaire 1996 pour les salariés à temps complet aux deux dates selon le grade et le sexe (francs constants 96)

Grade de 1996	femmes	hommes	Ensemble
A-2	1,11	1,12	1,12
A-3	1,08	1,13	1,12
B-1	1,08	1,11	1,10
B-2	1,06	1,08	1,07
B-3	1,07	1,08	1,08
C-1	1,09	1,10	1,10
C-2	1,16	1,10	1,11
C-3	1,11	1,11	1,11
D-1	1,17	1,14	1,15
D-2	1,20	1,10	1,12
D-3	1,17	1,19	1,19
<b>Ensemble</b>	1,08	1,10	1,10

Tableau 18 : Variation relative de salaire liée à des mobilités de grade selon le sexe (population à temps plein en 1996 et en 2001)

Grade en 1996 (£)	Avec promotion		Sans promotion	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
A-2	1,86*	1,37	0,70**	0,66
A-3	1,71	1,14	1,02	0,62
B-1	1,51	1,16	1,06	0,65
B-2	1,35	1,16	0,82	0,44
B-3	2,10	2,07	0,79	0,54
C-1	2,25	2,14	1	0,75
C-2	2,31	2,54	1,03	1,32
C-3	2,66	2,77	1,45	1,53
D-1	3,68	3,98	1,75	1,95
D-2	3,96	4,11	1,50	1,76
D-3	-	-	3,73	4,29
<b>Ensemble</b>	1,99	1,57	1,13	0,71

(£) Rapport de la différence moyenne de salaire entre 1996 et 2001 (francs constants 1996) à la différence de salaire pour l'ensemble de la population des non mobiles à temps plein aux 2 dates.

(\*) Lecture : Les hommes promus au départ du grade A-2 ont une progression moyenne de salaire de 86 % supérieure à l'ensemble des hommes et des femmes non promus de la population entre 1996 et 2001.

(\*\*) Les hommes non promus appartenant au grade A-2 en 1996 ont une progression moyenne de salaire de 30 % inférieure à celle de l'ensemble des hommes et des femmes non promus de la population.

A partir du grade C-2, les femmes salariées connaissent des augmentations plus sensibles que leurs homologues masculins, parmi les promus comme parmi les non promus. Une lecture en ligne du tableau 18 montre également que les promus sont en moyenne d'autant plus avantagés par rapport aux non promus du même grade que celui-ci se situe à un niveau élevé



de la hiérarchie, même si au grade B-3 et au grade C-1, les écarts de progression sont particulièrement élevés.

Cela étant, dans les niveaux de qualification inférieurs, les femmes sont très nettement désavantagées par rapport aux hommes et en particulier, parmi les non promus. Au total, du fait de la concentration relative des femmes dans les postes du bas de la hiérarchie, les femmes sont pénalisées par rapport aux hommes et ce handicap est particulièrement prononcé au sein des immobiles de grade (dernière ligne du tableau 18).

On assiste donc à un régime de valorisation salariale à deux vitesses pour les femmes selon qu'elles sont simples employées ou appartiennent à l'encadrement. De ce fait, les augmentations de salaire des femmes font partie d'un éventail plus large que celles des hommes.

Après avoir raisonné sur les progressions de salaire, une perspective complémentaire impose de procéder à une lecture comparée en niveaux. Pour ce faire, on a construit les tableaux 19 et 20 qui présentent les rapports des salaires moyens des hommes à ceux des femmes, occupant le même grade et le même domaine de fonction en 2001, et ce, pour les non promus d'un côté et les promus de l'autre.

Etant donné les taux de féminisation différenciés des fonctions, il nous a semblé intéressant de voir si les disparités au sein d'un même grade variaient avec le domaine de fonction.

Parmi les non promus (Tableau 19), les rapports sont tous égaux ou supérieurs à 1 à l'exception de trois cellules. En d'autres termes, même si les écarts sont assez faibles, 9% au maximum pour le grade A-3 en TPI, les rémunérations moyennes sont en niveau quasiment toutes légèrement plus élevées pour les hommes que pour les femmes. A grade identique et selon le domaine, les variations sont de faible ampleur ; il semble toutefois que les rapports soient un peu plus élevés dans le domaine TPI, fortement masculinisé. Les valeurs plus élevées obtenues par domaine de fonction et indépendamment du grade (dernière ligne du tableau) traduisent la répartition différente des hommes et des femmes dans les grades. Cet effet est particulièrement sensible dans la fonction RH-audit-conseil-communication, où le bonus de 16 % des hommes dissimule en fait que les postes les plus qualifiés de ce domaine de fonctions, sont très majoritairement occupés par les hommes.

Parmi les salariés promus (Tableau 20), les salaires moyens des femmes dépassent plus souvent ceux des hommes que pour les non promus, dans huit cas sur trente-six, leur niveau moyen de rémunération est supérieur à celui des hommes. C'est le cas notamment dans le domaine RH-audit-conseil-communication au grade B3, et à un degré moindre en B-2 et C-3, et encore davantage dans le domaine de la Logistique aux niveaux C-3 et D-1.

Dans les différents domaines de fonction, exception faite du domaine de la Logistique, les écarts de salaires entre sexe, toujours à l'avantage des hommes, se réduisent en présence de mobilité de grade.

Ces tableaux montrent comme les précédents, une disparité des situations des femmes relativement à leurs homologues masculins, selon le grade mais aussi selon le domaine de fonction d'appartenance.

Tableau 19 : Rapport des salaires moyens des hommes à ceux des femmes selon le grade et le domaine de fonction de 2001 pour les salariés non promus sur la période

Grade 2001 Domaine 2001	Commercial	RH, audit, ..	Logistique	T-P-I	Recherche	Autres	Ensemble
A-2	0,00 (£)	0,00	1,05	0,00	0,00	0,00	1,05
A-3	1,06	1,08	1,06	1,09	0,00	0,00	1,09
B-1	1,00	1,00	1,02	1,06	0,00	1,00	1,04
B-2	1,01	0,99	1,02	1,05	0,00	0,99	1,03
B-3	1,02	1,00	1,01	1,03	0,00	0,98	1,03
C-1	1,02	1,00	1,00	1,01	0,00	0,00	1,02
C-2	1,00	1,00	0,00	1,03	0,00	0,00	1,01
C-3	1,00	1,01	1,04	1,01	0,00	0,00	1,01
D-1	1,04	1,02	0,00	1,06	0,00	0,00	1,03
D-2	1,05	1,03	0,00	1,02	0,00	1,03	1,04
D-3	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,05	1,05
<b>Ensemble</b>	1,11	1,16	1,11	1,10	1,02	1,31	1,14

(£) : les cases à 0 sont celles pour lesquelles l'une au moins des moyennes (pour les hommes ou pour les femmes) a été calculée sur un effectif trop faible (en pratique inférieur à 30) pour présenter un niveau de fiabilité suffisant.

Tableau 20 : Rapport des salaires moyens des hommes à ceux des femmes selon le grade et le domaine de fonction de 2001 pour les salariés promus sur la période

Grade 2001 Domaine 2001	Commercial	RH, audit, ..	Logistique	T-P-I	Recherche	Autres	Ensemble
A-2	0,00 (£)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
A-3	0,00	0,00	1,05	0,00	0,00	0,00	1,06
B-1	1,09	0,00	1,19	1,13	0,00	0,00	1,13
B-2	0,98	0,98	1,02	1,03	0,00	0,00	1,01
B-3	1,00	0,96	0,99	1,03	0,00	0,96	1,01
C-1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,07
C-2	1,01	1,00	1,00	1,03	0,00	0,00	1,02
C-3	1,01	0,98	0,97	1,03	0,00	0,00	1,01
D-1	1,02	1,01	0,93	1,01	0,00	0,00	1,00
D-2	1,02	1,01	1,06	1,01	0,00	0,00	1,01
D-3	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,01	1,01
<b>Ensemble</b>	1,07	1,11	1,12	1,06	1,02	1,06	1,09

(£) : Voir note du tableau précédent.

## 6. Synthèse des résultats et conclusion

Cet article avait pour objet d'analyser les conditions de mobilité de fonction et de grade et leur lien avec les évolutions de salaire, au sein d'un marché interne du travail, et selon une approche sexuée des carrières.

Dans un premier temps, le rapprochement de nos données avec les propriétés d'un marché interne telles qu'on peut les répertorier dans la littérature montre que l'entreprise étudiée rassemble un certain nombre de caractéristiques justifiant cette appellation. Les caractéristiques relevées sont une forte ancienneté médiane, à la fois la concentration et la limitation des postes ouverts aux recrutements externes, un faible turn-over accréditant l'idée de conditions de travail et d'emploi avantageuses ainsi que des écarts de salaire moyen croissants avec la montée dans la hiérarchie des grades.

L'analyse des mobilités de grade et de fonction a mis en évidence que les promotions sont plus fréquentes chez les femmes que chez les hommes, toutefois les mouvements ascendants de grande ampleur - inter-catégoriels en particulier - concernent moins les premières que ces derniers.

Par ailleurs, les femmes bénéficient d'une plus forte mobilité fonctionnelle que les hommes, favorisée sans doute par le redéploiement sur la période observée de la distribution des fonctions dans l'entreprise vers l'aval, en particulier vers le domaine commercial.

Cependant, par rapport au changement de grade, l'effet de la mobilité de fonction pour l'accès à la promotion est de plus forte ampleur pour les hommes que pour les femmes.

Enfin, on a mis en évidence que les probabilités de promotion variaient considérablement selon le grade et le domaine de fonction de départ. Les femmes connaissent une probabilité de promotion plus grande que les hommes dans les domaines commercial, recherche et logistique à l'inverse des domaines TPI et RH-audit-conseil-communication, où ces derniers sont favorisés. En matière de promotion par rapport au grade initial, les promotions sont une fois et demi plus fréquentes pour les hommes au départ du grade A-3 alors que les femmes enregistrent un léger avantage au départ des premiers grades de l'encadrement supérieur.

En terme de combinaison de grade et de domaine de fonction, les femmes sont, relativement aux hommes, surtout avantagées dans le premier grade de l'encadrement supérieur au départ du domaine commercial.

Concernant l'examen des relations entre progression de salaire et promotion selon le sexe, il apparaît que l'écart des rémunérations entre hommes et femmes se réduit sur la période. Ce rapprochement tient notamment aux promotions qui favorisent l'égalité des évolutions de gains entre hommes et femmes.

En outre, la situation salariale des femmes varie fortement selon le grade d'appartenance. C'est au sein de la catégorie cadre qu'elles enregistrent les plus fortes progressions de gain. Plus largement, il semble qu'il existe une segmentation de la progression salariale des femmes dans l'entreprise : jusqu'au grade C-1, que l'on considère les promus ou les non promus, les femmes sont en moyenne pénalisées par rapport aux hommes. En revanche, à partir du grade C-2 de l'encadrement, les femmes bénéficient de progressions salariales, tant au sein des promus que parmi les non promus, significativement plus fortes que les hommes.

## ANNEXE 1

Variables	Moyennes
Homme	59,7
Femmes	40,3
Age en 1996	41,8
Ancienneté 0-3 ans en 1996	1,7
Ancienneté 4-9 ans	6,5
Ancienneté 10-15 ans	13,9
Ancienneté > 15 ans	78
Grade A en 1996	6,2
Grade B	70,6
Grade C	14,9
Grade D	8,3
Temps plein en 1996	88,2
Dom. de fonction : commercial	20,3
RH, audit,...	12
Logistique	13,7
TPI	49,3
Recherche	1
Autres	3,7
Mobilité d'établissement	43,3
Mobilité de département d'emploi	21
Veuf, divorcé	11,5
Célibataire	12,9
Marié	75,6
Avoir un enfant entre 96 et 2001	10,1
Nombre d'enfant en 96	1,62

## ANNEXE 2

Facteurs explicatifs de la mobilité de grade de 1996 à 2001 : interactions entre la catégorie de grade, l'ancienneté dans l'entreprise et le sexe

Individu de référence : femme dont l'ancienneté dépasse 15 ans, salariée à temps partiel, du domaine TPI, de grade B en 1996, sans mobilité de fonction ni mobilité géographique sur la période, mariée et qui n'a pas d'enfant depuis 1996.

(\*) probabilité de la situation de référence.

Variables	Paramètres	P-value	Probabilité en %
Constante	-2,978	0.0001	4,8*
Age en 1996	-0,007	0.0001	4,8
Mobilité de dom. de fonction	1,913	0.0001	25,6
Mobilité de sous-dom.	2,273	0.0001	33,1
Mobilité de fonction	3,088	0.0001	52,7
Femme + Ancienneté 0-3 ans	1,002	0.0001	12,2
Femme + Ancienneté 4-9 ans	-0,260	0.0001	3,8
Femme + Ancienneté 10-15 ans	-0,188	0.0001	4,0
Homme + Ancienneté 0-3 ans	0,992	0.0001	12,1
Homme + Ancienneté 4-9 ans	0,152	0.0051	5,6
Homme + Ancienneté 10-15 ans	0,056	0.2647	5,1
Homme + Ancienneté <15 ans	-0,194	0.0001	4,0
Homme + Grades A en 1996	1,026	0.0001	12,4
Homme + Grades C	-0,030	0.5513	4,7
Homme + Grades B	-0,008	0.8820	4,8
Homme + Grades D	-0,393	0.0001	3,3
Femme + Grades A	0,974	0.0001	11,9
Femme + Grades C	-0,081	0.0637	4,5
Femme + Grades D	-0,480	0.0001	3,1
Temps plein en 1996	0,184	0.0001	5,8
Commercial	0,059	0.0337	5,1
RH, audit,...	-0,080	0.0032	4,5
Logistique	0,562	0.0001	8,2
Recherche	-0,224	0.0001	3,9
Autres	0,184	0.0001	5,8
Mobilité d'établissement	-0,044	0.0222	4,6
Mobilité de département d'emploi	0,076	0.0011	5,2
Veuf, divorcé	-0,053	0.0416	4,6
Célibataire	-0,336	0.0001	3,5
Avoir un enfant entre 96 et 2001	-0,067	0.0242	4,5
Nombre d'enfants en 96	-0,002	0.8541	4,8
-2 log L	95 140,4		

## III-2 La mobilité professionnelle dans une entreprise fabriquant des composants électroniques : ancienneté, formation continue et salaires.

Pierre Béret

Les données concernent une entreprise de la région PACA qui fabrique des composants électroniques (microprocesseurs). L'étude tente, à partir d'une approche statistique, de comprendre comment se construisent les parcours des salariés au sein de cette firme.

Portant sur 2798 salariés présents sur le site au 31/12/2000, les informations sont relatives aux évolutions des salariés entre janvier 1998 et décembre 2000. On dispose, sur cette période, de variables relatives à l'emploi et à l'entreprise (catégorie professionnelle, libellé de l'emploi, durée du travail, ancienneté dans le groupe), aux salaires, et aux formations professionnelles suivies et terminées de 1996 à 2000 (date, durée et nature de la formation). On dispose en outre de certaines caractéristiques d'état civil (sexe, âge, nombre d'enfants). Le diplôme est malheureusement une variable très mal renseignée, pas exploitable en l'état.

Dans ces premiers résultats on présentera tout d'abord une description de la population selon les variables étudiées [1]. On présentera ensuite les formations suivies par les salariés [2], puis leurs salaires [3]. Dans une dernière partie (4) on procèdera à des analyses des rendements salariaux à l'aide de modèles statistiques

### 1- Les salariés : description de la population et variables étudiées

La catégorie d'emploi est une variable clé pour analyser les trajectoires professionnelles. De plus, les hommes et les femmes n'occupent généralement pas les mêmes professions. On présente ainsi ci-dessous la répartition des salariés selon ces deux critères.

**Tableau 1 : salariés selon la catégorie professionnelle fin 2000**

sexe	CSP					*
	administr	opérateurs	technicien	Ingénieurs	cadres	
<b>Effectif</b>	<b>108</b>	<b>1098</b>	<b>576</b>	<b>871</b>	<b>145</b>	<b>2798</b>
Hommes	15	60	82	80	61	69
%	1	34	24	36	5	100
Femmes	85	40	18	20	39	31
%	11	51	12	20	6	100
*	100	100	100	100	100	100

On constate l'importance numérique –et à peu près équivalente- des opérateurs d'un côté, des ingénieurs et cadres de l'autre.

Une autre caractéristique de la population est que les hommes sont nettement majoritaires et mieux répartis dans les différentes catégories professionnelles. Les femmes, pour leur part,

sont très concentrées parmi les opérateurs (la moitié d'entre elles) et constituent la quasi-totalité des administratifs (au demeurant peu nombreux).

Nous présenterons maintenant comment se répartissent les salariés de l'entreprise selon les variables étudiées.

**Tableau 2 : les effectifs pour chaque variable fin 2000**

	Hommes	Femmes	Ensemble
CSP :			
cadre	89	56	145
ingénieur	700	171	871
administratif	16	92	108
opérateur	657	440	1097
technicien	472	104	576
Ancienneté :			
16-38	283	180	463
07-15	228	94	222
4-6	385	123	508
3	133	37	170
2	97	32	129
1	235	113	348
0	574	284	858
heures de travail :			
moins de 34	19	72	91
34 à 35	31	39	70
35 à 36	159	119	278
36 à 38	404	236	640
38 à 39	1322	397	1719
Age :			
45-64	154	110	264
40-44	203	92	295
35-39	291	147	438
30-34	410	140	550
25-29	552	221	773
19-24	325	153	478
nombre d'enfants :			
3 et +	140	43	183
2	417	183	600
1	310	187	479
0	1068	450	1518
nombre de changements :			
de salaire 1998-2000			
10 et +	299	104	403
7 à 9	552	283	835
4 à 6	540	204	744
1 à 3	544	272	816
nombre de fpc 1998-2000			
+ 20	118	55	173
11 à 20	468	173	641
6 à 10	418	141	559
3 à 5	366	163	529
1 à 2	303	169	472
0	262	162	424
population	1935	863	2798

La caractéristique la plus remarquable est la part des salariés jeunes (moins de 30 ans) et/ou recrutés dans l'année d'observation ou l'année précédente : près de 45%.

Dans l'ensemble de la population, les variables étudiées présentent en moyenne les valeurs suivantes :

**Tableau 3 : valeurs moyennes**

	Hommes	femmes
Age (années)	32,1	33,2
Ancienneté (années)	5,4	6,4
Nombre d'heures de travail (dernier emploi)	37,5	36,5
Nb de changements de salaire 1998-2000	6,0	5,8
Nombre de fpc entre 1998-2000	7,8	6,8
Durée de fpc en heures entre 1998-2000	124	90

L'ancienneté est évidemment une variable importante pour l'étude de la mobilité professionnelle :

**Tableau 4 : ancienneté selon la profession et le sexe**

	administra		opérateurs		techniciens		ingénieurs		cadres		Total	
	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
0-1 an	1	29	338	244	210	45	242	69	18	10	809	397
2-3 ans	1	5	50	26	24	6	143	26	12	6	230	69
4-6 ans	1	13	172	54	90	5	109	35	13	16	385	123
7-15 ans	4	10	66	31	61	13	79	29	18	11	228	94
16-38 ans	9	35	32	85	87	35	127	12	28	13	283	180
<b>Total</b>	16	92	658	440	472	104	700	171	89	56	1935	863

NB: l'ancienneté considère ici l'ancienneté dans le groupe calculée de la manière suivante : 2000 – année d'entrée dans le groupe.

Le nombre d'enfants pouvant être un élément d'explication d'éventuelles différences entre les carrières masculines et féminines, on le prend en compte.

**Tableau 5 : nombre moyen d'enfants selon la csp**

sexe	CSP					*
	adm	ope	tec	ing	cad	
homme	1,3	0,6	0,8	1,0	1,3	0,9
femme	1,0	0,8	0,7	0,7	1,0	0,8
*	1,0	0,7	0,8	0,9	1,2	0,8

On constate que si le nombre moyen d'enfants n'est pas très différent selon le sexe, les femmes ingénieurs et cadres en ont relativement bien moins que leurs homologues masculins. Il est cependant difficile en l'état de dire si cela est un indicateur du fait que la carrière de ces femmes implique des sacrifices en terme de descendance ou s'il s'agit d'un simple effet d'âge puisque ces femmes sont en moyenne plus jeunes (31,7 ans pour femmes ingénieurs contre 34,2 pour les hommes, et respectivement 37,0 ans et 39,2 ans pour les cadres).



## 2- La formation professionnelle continue

Nous disposons des formations continues suivies et achevées durant cinq années, de 1996 à fin 2000. On prendra en compte ici deux caractéristiques de la formation continue : le nombre de formations (fpc) suivies et la durée de ces formations.

**Tableau 6 : nombre de formations suivies entre 1996 et 2000**

0	1 à 2	3 à 5	6 à 10	11 à 20	+ 20	Effectif
15	16	16	17	24	13	2798

**Tableau 7 : nombre moyen de fpc selon l'année de formation**

	par année					1996- 2000	1998- 2000	1996- 1997
	2000	1999	1998	1997	1996			
homme	3,4	2,6	1,8	1,2	0,8	9,7	7,8	1,9
femme	2,9	2,4	1,6	1,0	0,7	8,6	6,8	1,8
ensemble	3,2	2,6	1,7	1,1	0,7	9,4	7,5	1,9

Le nombre moyen de formations est particulièrement élevé en 1999 et 2000, années de très forts recrutements (rappelons que près de 45% des effectifs n'étaient pas présents avant 1999).

Sur l'ensemble de la période, il est plus élevé pour les hommes que pour les femmes ; mais l'écart est très faible pour ce qui est des formations les plus anciennes.

Considérons maintenant les formations suivies entre 1998 et 2000 en fonction de l'ancienneté

:

**Tableau 8 : nombre moyen de formations entre 1998 et 2000 selon l'ancienneté en années**

ancienneté	Nb moyen
0	2,3
1	5,9
2	9,0
3	12,6
4-6	10,0
7-15	10,9
16-38	10,9
*	7,5

Le nombre de formations suivies est plus élevé pour les plus anciens ; mais il est au maximum pour les salariés ayant 3 ans d'ancienneté et constant pour ceux présents depuis plus de 4 ans dans l'entreprise. Autrement dit, le nombre de formations suivies s'accroît avec l'ancienneté jusqu'à 4 ans puis se stabilise.

Qu'en est-il de la durée de ces formations?

**Tableau 9 : durée totale de formation en heures selon le nombre de fpc suivies entre 1998 et 2000**

sexe	nombre de fpc						
	0	1 à 2	3 à 5	6 à 10	11 à 20	+ 20	*
Hommes	-	11	49	159	240	334	124
femmes	-	9	36	152	192	283	90
*		10	45	158	227	318	113

La durée des formations suivies entre 1998 et 2000 apparaît sensiblement plus élevée pour les hommes (+ 34 heures en moyenne), et ceci, quel que soit le nombre de formations suivies. Si on exclut ceux qui n'ont pas suivi de formation, le nombre moyen de fpc entre 1998 et 2000 est de 9,0 pour les hommes et de 8,4 pour les femmes ; et en moyenne, les durées des formations réellement suivies sont de 15,9h pour les hommes et 13,2h pour les femmes.

La formation continue est aussi très dépendante de la profession occupée :

**Tableau 10 : nombre moyen de formations et durée totale en heures entre 1998 et 2000 selon la catégorie professionnelle**

nb et durée des fpc	sexe	CSP					*
		adm	ope	tec	ing	cad	
nombre	Hommes	9,0	3,3	10,0	10,1	10,1	7,8
	Femmes	10,2	2,8	10,0	12,2	11,3	6,8
	*	10,0	3,1	10,0	10,5	10,6	7,5
durée	Hommes	73	91	144	137	164	124
	femmes	96	43	139	151	171	90
	*	93	72	143	140	167	113

On note la faiblesse de la formation pour les opérateurs, et notamment de la durée pour ce qui est des femmes ; la moitié des salariées étant, rappelons-le employées comme opératrices. A l'inverse, ces dernières devancent leurs homologues masculins pour les postes hiérarchiquement les plus élevés.

### 3- Les salaires

#### 3-2 Les salaires moyens

Ils diffèrent fortement selon la catégorie professionnelle et, au sein de chaque catégorie, selon le sexe.

**Tableau 11 : salaires moyens en € selon la catégorie professionnelle fin 2000**

sexe	CSP					*
	adm	ope	tec	ing	cad	
homme	2025	1257	1780	3675	4194	2401
femme	1842	1255	1678	3156	3326	1880
*	1869	1256	1762	3573	3859	2240

On note ainsi que les salaires moyens sont peu différents selon le sexe pour les emplois hiérarchiquement les plus bas, mais que les écarts sont forts pour les ingénieurs et les cadres, ce qui donne, au total, des salaires masculins supérieurs en moyenne de plus de 500 €

### 3-2 : Les changements de salaires.

Sur la période janvier 1998 / fin 2000 on dispose de tous les changements de salaires des individus présents à cette dernière date sur le site. Ces changements, nous le verrons, sont très fortement liés à l'ancienneté dans le groupe. En moyenne, les agents ont connu 5,9 changements de salaires pendant cette période.

**Tableau 12 : nombre moyen de changements de salaire selon la profession (1998-2000)**

CSP					*
adm	ope	tec	ing	cad	
5,8	6,3	6,3	5,0	6,3	5,9

Le nombre de changements de salaires est assez différent selon la profession et varie de 5 pour les ingénieurs à 6,3 pour les opérateurs, les techniciens et les cadres.

Le nombre de changements de salaires est évidemment en liens forts avec la durée de présence dans l'entreprise. Les anciennetés supérieures à 2 concernent les salariés présents tout au long des trois années pour lesquelles on dispose de l'ensemble des changements de salaires :

**Tableau 13 : nombre moyen de changements de salaire (1998-2000) et effectifs selon l'ancienneté en année**

ancienneté	Nb moyen*	effectifs
0	2,4	31
1	4,7	12
2	6,4	5
3	8,4	6
4-6	8,9	18
7-15	8,0	12
16-38	7,4	17
*	5,9	100

On note les très forts recrutements durant l'année 2000 (et à un moindre degré pour l'année 1999) liés à la mise en place de la nouvelle unité de production 8 pouces. Cette particularité (43% de l'effectif n'est pas présent tout au long des trois années d'observation) nous amènera à privilégier la variable ancienneté dans les fonctions de gains et à tester une variable composite tenant compte des deux dimensions.

## 4- Analyses des salaires

### 4-1 Formation et changements de salaires

On note que le nombre de formations suivies et le nombre de changements de salaires sont fortement corrélés (le coefficient de corrélation entre le nombre brut de formations et le nombre de changements de salaire est de 39%).

**Tableau 14 : nombre de formations suivies selon le nombre de changements de salaire**

nb de change-ments	nombre de fpc entre 1998 et 2000						
	0	1 à 2	3 à 5	6 à 10	11 à 20	+ 20	*
1à3	41	25	17	12	5	0	100
4à6	7	22	16	21	28	6	100
7et+	3	9	22	25	32	10	100

#### 4-2 Les rendements salariaux de l'ancienneté

On se propose maintenant d'analyser succinctement les conséquences salariales des diverses dimensions que nous venons d'étudier. Pour cela, nous travaillons à l'aide de fonctions de gains classiques (cf. annexes 1 et 2):

La fonction de gains de base montre que l'effet salarial de l'âge et de l'ancienneté est plus fort pour les femmes que pour les hommes

Pour ce qui est des autres variables, le fait d'avoir au moins 2 enfants a des conséquences un peu plus fortes sur le salaire des hommes que sur celui des femmes. Il pourrait être intéressant de creuser cette question, puisque l'hypothèse qui vient à l'esprit est celui d'un moindre investissement dans la carrière pour ces femmes qui doivent assurer des contraintes familiales plus lourdes (et/ou privilégier davantage cet aspect de leur mode de vie).

Les autres variables sont sans surprise : le nombre d'heures de travail et le niveau de qualification sont positivement corrélés au salaire.

On peut maintenant considérer l'incidence salariale du nombre de changements de salaire entre 1998 et 2000 à partir de la fonction de gains de base (mais sans prendre en compte l'ancienneté qui est une autre manière de mesurer le même phénomène) :

**Tableau 15 : rendements du nombre de changements de salaire**

Nb Changements salaire	homme	femme	Ensemble
10 et +	+ 0,0565	+ 0,1176	+ 0,0772
7 à 9	+ 0,0734	+ 0,1419	+ 0,0945
4 à 6	+ 0,0797	+ 0,0871	+ 0,0881
1 à 3	ref	ref	ref

Le modèle reprend la fonction de base (avec âge, csp, heures de travail et nombre d'enfants) auquel est ajouté la variable dont on donne ici le résultat.

t de Student significatif à 1% ; \* à 5% ; \*\* à 10% ; ns : non significatif à 10%

On retrouve des résultats cohérents avec ceux obtenus avec l'ancienneté, à savoir un rendement nettement plus élevé pour les femmes que pour les hommes puisque des changements quantitativement équivalents produisent des résultats sensiblement plus forts chez les premières (deux fois à partir de 7 changements).

Il est aussi possible de construire un indicateur qui combine ancienneté et nombre de changements de salaire.

**Tableau 16 : indicateur ancienneté / nombre de changements de salaire**

ancienneté	nombre de changements	effectifs		nombre moyen de changements	
		H	F	H	F
0	1	202	95	1,0	1,0
	2	108	40	2,0	2,0
	3	149	96	3,0	3,0
	4 et +	115	53	4,4	4,6
1	moins de 4	108	48	2,8	2,9
	5 et +	127	65	6,0	6,3
2	moins de 5	42	14	4,1	3,9
	6 et +	55	18	8,3	8,2
3	moins de 8	78	20	6,8	6,2
	9 et +	55	17	10,7	11,1
4 à 6	moins de 8	166	60	6,8	6,7
	9 et +	219	63	10,7	10,3
7 à 15	moins de 8	138	60	6,6	6,7
	9 et +	90	34	10,3	10,1
16 et +	moins de 8	225	121	6,6	6,9
	9 et +	58	59	9,6	9,7

Rappelons que seules les anciennetés supérieures à 2 concernent des personnes présentes durant les trois années pour lesquelles nous disposons des données. On note qu'en moyenne, les changements sont très différents en fonctions des découpages réalisés pour lesquels on a essayé, au mieux, d'obtenir des effectifs suffisants.

On peut maintenant tester le rendement salarial de cet indicateur :

**Tableau 17 : fonction de base,  
rendements de l'indicateur ancienneté / nombre de changements de salaire**

ancienneté	nombre de changements	hommes	femmes	ensemble
0	2	+ 0,0252 ns	+ 0,0257 ns	+ 0,0252 ns
	3	- 0,0453 *	- 0,0057 ns	- 0,0318 *
	4 et +	- 0,0000 ns	+ 0,0231 ns	+ 0,0067 ns
1	moins de 4	+ 0,0266 ns	+ 0,0274 ns	+ 0,0268 **
	5 et +	+ 0,0296 ns	+ 0,0472 *	+ 0,0344 *
2	moins de 5	+ 0,1347	+ 0,0592 ns	+ 0,1166
	6 et +	+ 0,0509 *	+ 0,1219	+ 0,0721
3	moins de 8	+ 0,0672	+ 0,1098	+ 0,0832
	9 et +	+ 0,0674	+ 0,0815 *	+ 0,0728
4 à 6	moins de 8	+ 0,1445	+ 0,1826	+ 0,1609
	9 et +	+ 0,0837	+ 0,1197	+ 0,0996
7 à 15	moins de 8	+ 0,2134	+ 0,2478	+ 0,2274
	9 et +	+ 0,0863	+ 0,1756	+ 0,1191
16 et +	moins de 8	+ 0,1639	+ 0,2219	+ 0,1856
	9 et +	+ 0,0311 ns	+ 0,2598	+ 0,1145
0	1	ref	ref	ref

Le modèle reprend la fonction de base (avec âge, csp, heures de travail et nombre d'enfants) auquel est ajouté la variable dont on donne ici le résultat.

t de Student significatif à 1% ; \* à 5% ; \*\* à 10% ; ns : non significatif à 10%

On note ainsi que jusqu'à 3 années d'ancienneté, le nombre de changements de salaire est sans effets sur le salaire. Pour les anciennetés plus élevées, le nombre de changements a des conséquences paradoxales sur le salaire, et surtout pour les hommes, dans la mesure où les effets sur le salaire sont d'autant plus faibles que les changements sont importants.

#### 4-3 : Les rendements salariaux de la formation professionnelle continue.

Nous avons privilégié les formations suivies durant trois années (1998 et 2000), ce qui couvre la même période de temps que celle des changements de salaire.

**Tableau 18 : nombre de formations suivies entre 1998 et 2000**

sexe	nombre de fpc						
	0	1 à 2	3 à 5	6 à 10	11 à 20	+ 20	*
homme	14	16	19	22	24	6	100
femme	19	20	19	16	20	6	100
*	15	17	19	20	23	6	100

On estime maintenant les rendements salariaux de la formation continue :

**Tableau 19 : rendements de la formation 1998-2000**

		homme	femme	ensemble
A	nombre de fpc :			
	+ 20	- 0,0093 ns	+ 0,1554	+ 0,0458
	11 à 20	+ 0,0317 *	+ 0,1290	+ 0,0615
	6 à 10	+ 0,0614	+ 0,1057	+ 0,0784
	3 à 5	+ 0,0535	+ 0,0942	+ 0,0672
	1 à 2	+ 0,0088 ns	+ 0,0367 *	+ 0,0158 ns
	0	ref	ref	ref
B	durée de fpc :			
	+ 320	- 0,0040 ns	+ 0,1060	+ 0,0369 *
	161 à 320	+ 0,0775	+ 0,1394	+ 0,0982
	81 à 160	+ 0,0561	+ 0,1162	+ 0,0748
	41 à 80	+ 0,0643	+ 0,1018	+ 0,0783
	21 à 40	+ 0,0477	+ 0,0916	+ 0,0617
	11 à 20	+ 0,0541	+ 0,0753	+ 0,0617
	1 à 10	- 0,0266 **	+ 0,0333 *	- 0,0083 ns
	0	ref	ref	ref

Les deux modèles reprennent la fonction de base (avec âge, ancienneté, csp, heures de travail et nombre d'enfants) auquel est ajouté la variable dont on donne ici le résultat.

t de Student significatif à 1% ; \* à 5% ; \*\* à 10% ; ns : non significatif à 10%

Si les femmes suivent en moyenne une formation de moins que les hommes, le rendement de leur formation continue est systématiquement plus élevé que celui des hommes quel que soit le nombre de formations suivies (modèle A). Cette différence des rendements est particulièrement forte lorsque le nombre de formations est très élevé (plus de 10) puisque l'effet salarial pour les femmes est plus de quatre fois supérieur à celui des hommes (qui n'est plus significatif au-delà de 20). On peut faire le même constat lorsque l'on considère la durée totale de formation (modèle B) dont le rendement est systématiquement plus élevé pour les femmes.

On peut aborder de manière plus fine le rendement de la formation continue en analysant le gain que procure en moyenne chaque formation suivie :

**Tableau 20 : rendements du nombre de formations**

modèles		homme	femme	ensemble
A	nombre de fpc entre 1996-2000	- 0,0000 ns	+ 0,0036	+ 0,0014
B	nombre de fpc entre 1998-2000	- 0,0006 ns	+ 0,0049	+ 0,0011 *
C	nombre de fpc entre 1996-1997	+ 0,0028 *	+ 0,0048	+ 0,0050
D	nombre de fpc entre :			
	1998-2000	- 0,0012 **	+ 0,0047	+ 0,0002 ns
	1996-1997	+ 0,0039	+ 0,0007 ns	+ 0,0047

Les quatre modèles reprennent la fonction de base (avec âge, ancienneté, csp, heures de travail et nombre d'enfants) auquel est ajouté la (les) variable(s) dont on donne ici le résultat.

t de Student significatif à 1% ; \* à 5% ; \*\* à 10% ; ns : non significatif à 10%

On constate tout d'abord que les formations entre 1998-2000 que l'on vient d'étudier n'ont pas d'effets salariaux pour les hommes alors que chaque formation rapporte en moyenne + 0,49% pour les femmes (modèle B, sachant que les femmes ont eu en moyenne presque 7 formations sur la période). Par contre, les formations les plus anciennes (obtenues en 1996 et 1997) ont, elles, un rendements positifs pour les deux sexes (modèle C). Ainsi, si on considère conjointement le nombre de formations en fonction de la période (modèle D), les formations les plus récentes ont un effet négatif sur le salaire pour les hommes à l'inverse du gain des femmes qui reste inchangé (+ 0,47%), tandis que le rendement des formations les plus anciennes ne reste positif que pour les hommes.

Pour affiner l'analyse, nous ne conservons que les salariés présents toute l'année 2000, c'est-à-dire ayant une ancienneté au moins égale à un an. Dans ce cadre, il reste 1361 hommes dont 84% ont suivi au moins une formation en 2000, et 579 femmes dont 73% ont eu une fpc. On remarque ici le taux extrêmement fort de formés (81%), alors qu'en 1999, sur l'ensemble des salariés français, un peu moins de 30% avaient suivi une formation financée par l'employeur. On estime tout d'abord les rendements de l'ancienneté et de la formation (modèle A), puis de la seule ancienneté selon que les salariés ont suivi ou non au moins une formation en 2000.

**Tableau 21 : rendements de l'ancienneté et de la formation et nombre moyen d'années d'ancienneté (salariés entrés avant 2000)**

		rendements		ancienneté moyenne	
		homme	femme	homme	femme
Ancienneté	A	+ 0,0053	+ 0,0067	7,6	9,6
fpc en 2000		- 0,0101 ns	+ 0,0258 *		
pas fpc en 2000		ref	ref		
ancienneté si fpc en 2000	B	+ 0,0042	+ 0,0037	8,0	9,3
ancienneté si pas fpc en 2000		+ 0,0114	+ 0,0130	5,9	10,3

Les deux modèles reprennent la fonction de base (avec âge, ancienneté, csp, heures de travail et nombre d'enfants) auquel est ajouté la (les) variable(s) dont on donne ici le résultat.  
t de Student significatif à 1% ; \* à 5% ; \*\* à 10% ; ns : non significatif à 10%

Alors que le rendement d'au moins une formation en 2000 est largement positif pour les femmes, ce n'est pas le cas des hommes pour lesquels seule l'ancienneté paye (mais moins qu'en l'absence de fpc) (modèle A). Par ailleurs, le rendement d'une année d'expérience supplémentaire est nettement plus rentable lorsqu'elle n'est pas accompagnée d'une formation ; lorsque le salarié a reçu une formation pendant cette année, le rendement chute sérieusement (modèle B).

On cherche maintenant à affiner l'analyse et évaluer le rendement différentiel de la formation continue selon la catégorie professionnelle



**Tableau 22 : rendement salarial de la formation continue par catégorie professionnelle**

	Formation continue 1998-2000
Opérateurs	0,0115
Hommes	0,0075
Femmes	0,0131
Techniciens	0,0068*
Hommes	0,0064
Femmes	0,0069
Ingénieurs	-0,02**
Hommes	-0,0038
Femmes	NS

t de Student significatif à 1% ; \* à 5% ; \*\* à 10% ; ns : non significatif à 10%

On constate ainsi que c'est le rendement particulièrement important de la formation continue chez les opératrices qui explique l'essentiel du supplément de gain des femmes : les opératrices représentant rappelons-le la moitié de l'effectif féminin de l'entreprise.

Chez les techniciens, le rendement salarial de la formation continue diffère peu selon le sexe. Chez les ingénieurs, les résultats attirent l'attention : rendements négatifs chez les hommes et non significatifs chez les femmes.

\*  
\* \*  
\*\* \*\*

Avec toutes les précautions déjà signalées, on aboutit à deux modes très différents de valorisation de la formation professionnelle continue, ce qui tend par-là même à donner un statut différent à cette dernière en fonction du sexe. Pour les hommes, le nombre de formations suivies n'a plus de conséquence salariale (tableau 20), ce qui pourrait laisser supposer que la formation ne fait qu'accompagner une trajectoire salariale qu'elle ne modifie point. Pour le dire autrement, elle ne serait que le signal d'une dynamique professionnelle qu'elle ne construit cependant pas, ce qui expliquerait les plus faibles rendements de la formation pour les hommes. A l'inverse, le salaire des femmes est le produit d'une double construction renvoyant à une trajectoire salariale qui est renforcée parallèlement par des investissements professionnels en formation contribuant à l'accès à un salaire plus élevé (que lorsqu'il n'y a pas de formation, tableau 21). Autrement dit, on pourrait faire l'hypothèse que la formation ne fait que ponctuer les changements de salaire pour les hommes, alors que, pour les femmes, elle contribue en plus à augmenter les compétences reconnues de ces dernières durant leurs parcours professionnels. Et ceci recoupe aussi les qualifications des salariés, les formations étant nettement plus rentables pour les opérateurs, et plus encore lorsqu'il s'agit des femmes.

Ces résultats sont d'autant plus intéressants qu'ils recoupent ceux d'un travail antérieur sur les évolutions de la place de la formation professionnelle continue et de ses formes de valorisation salariales entre 1977 et 1993 (Béret, Dupray 1998). L'hypothèse de départ était celle d'un changement dans les modes de fonctionnement des marchés internes lié aux transformations de l'espace de qualification entre les années 70 et 90. Dans un cas, l'absence

de formation initiale de la plupart des actifs impliquait une construction des compétences à l'intérieur même des entreprises, selon une logique d'accumulation de capital humain qui conjugait apprentissage sur le tas (et avancement corrélatif avec l'ancienneté) et formation continue. Dans les années 90, l'abondance et la variété des formations initiales ont impliqué la mise en avant d'une logique de sélection des salariés, liée à l'incertitude sur l'efficacité productive de ces formations et à l'hétérogénéité des individus. Dans ce cadre, le marché interne avait pour fonction de sélectionner les meilleurs et de les attacher à l'entreprise par l'octroi de signaux qui construisaient un système incitatif qui soulignaient leur excellence et justifiaient leur salaire plus élevé. Ainsi, en 1993 (enquête FQP de l'Insee), le rendement des marchés internes avait disparu du point de vue des conséquences monétaires de l'ancienneté, tandis que les durées et diplôme (de la dernière FPC) devenaient sans incidences salariales. C'est, au contraire, le nombre de formations suivies durant la carrière qui faisait valeur et qui tendait, de plus en plus et de manière récurrente, à ne concerner que les populations que l'entreprise voulait distinguer des autres. Ce statut de la formation se combinait avec des promotions qui jouaient un rôle similaire de discrimination positive. La (dernière) formation intervenait d'ailleurs le plus souvent après la promotion, ce qui confirmait le fait qu'elle ne faisait que ratifier après coup des compétences acquises antérieurement dans le système scolaire ou dans les années d'expérience passées. Il se dessinait ainsi une nouvelle configuration des systèmes d'incitation sur les marchés internes, dans laquelle des signaux positifs, nombreux et diversement articulés, distinguaient les salariés jugés les meilleurs dont l'entreprise voulait conforter l'effort productif et la fidélité par des gains salariaux. La prise en compte de la qualification permettait d'ailleurs de repérer deux modèles de fonctionnement des marchés internes (Béret, Dupray 2000). Le premier, que l'on pourrait qualifier de modèle de capital humain avec sélection, et qui correspond plutôt à celui des ouvriers avec une faible formation initiale, dans lequel la formation joue un double rôle de forte sélection des individus (peu de salariés en ont eu une), et d'accumulation accélérée de capitaux qui font valeurs (très fort rendement de la formation et de l'ancienneté, dont l'effet positif est plus faible pour ceux qui n'ont pas eu de formation). Le deuxième, relevant davantage d'une logique de signalement et qui correspond plutôt à celui des cadres supérieurs, dans lequel beaucoup de salariés ont eu une formation dont seul le nombre à une incidence salariale, tandis que l'ancienneté a un rendement fortement négatif pour ceux qui ont eu une formation (et pas d'effet salarial pour ceux qui n'ont pas eu de formation).

Les résultats relatifs à cette entreprise sont certes différents de cette recherche sur l'ensemble des salariés français, et notamment parce que, dans cette dernière, le rendement salarial de la formation des femmes était plus faible que celui des hommes, même dans le cas où il y avait conjointement une promotion. Mais on retrouve bien, pour partie, le fait que la formation est conçue avant tout comme un signal pour certaines populations (ici, les hommes) tandis qu'elle continue à faire valeur pour d'autres (les femmes). Ces types de fonctionnement se cumulent avec la qualifications des personnes, la dimension signalement étant d'autant plus forte que l'on est ingénieur (et homme), et la valorisation des apprentissages formels plus importante que l'on est opérateur (et femme).

## ANNEXE 1

La fonction de gains de base.

Elle est estimée sous la forme :

$$\ln W_i = a + a ETU_i + b EXP_i + bX_i + m_i$$

où :

$W_i$  est le salaire de l'individu en décembre 2000,

$AGE_i$  est son âge en 2000,

$EXP_i$  son expérience dans le groupe en 2000,

$X_i$  un ensemble de caractéristiques qualitatives de l'individu qui sont systématiquement introduites (nombre d'enfants, sexe, nombre d'heures travaillées, csp) ou non (nombre de changements de salaire, nombre et durées des formations continues, ...).

**Tableau 1 : la fonction de gains de base**

	homme	femme	ensemble
constante	6,96	7,24	7,09
âge	+ 0,0141	+ 0,0034	+ 0,0098
ancienneté	+ 0,0062	+ 0,0090	+ 0,0068
sexe :			
femme			- 0,0476
Homme			ref
nombre d'enfants :			
3 et +	+ 0,0669	+ 0,0414 **	+ 0,0843
2	+ 0,0451	+ 0,0239 **	+ 0,0581
1	+ 0,0062 ns	+ 0,0152 ns	+ 0,0155 **
0	ref	ref	ref
heures de travail :			
moins de 34	- 0,5906	- 0,2945	- 0,3724
34 à 35	- 0,1794	- 0,1354	- 0,1611
35 à 36	- 0,1856	- 0,1462	- 0,1634
36 à 38	- 0,1325	- 0,0978	- 0,1166
38 à 39	ref	ref	ref
CSP :			
cadre	+ 0,6727	+ 0,6436	+ 0,6659
ingénieur	+ 0,6692	+ 0,6674	+ 0,6759
administratif	- 0,0469 ns	+ 0,0727	+ 0,0300 **
opérateur	- 0,1395	- 0,1801	- 0,1661
technicien	ref	ref	ref
R2	0,904	0,899	0,900
effectifs	1935	863	2798

t de Student significatif à 1% ; \* à 5% ; \*\* à 10% ; ns : non significatif à 10%

## ANNEXE 2

Tous les résultats proviennent de la fonction de gains de base : sexe, nombre d'enfants, heures de travail, csp et comprennent, sous des formes diverses :

\* l'âge

\* l'ancienneté OU le nombre de changements de salaire entre 1998 et 2000

		homme	femme	ensemble
Modèle de base A	âge	+ 0,0141	+ 0,0034	+ 0,0098
	ancienneté	+ 0,0062	+ 0,0090	+ 0,0068
Modèle A : avec les carrés	âge	+ 0,0159	+ 0,0206	+ 0,0177
	carré de l'âge	- 0,0000 ns	- 0,0002	- 0,0001
	ancienneté	+ 0,0201	+ 0,0229	+ 0,0212
	carré de l'ancienneté	- 0,0006	- 0,0005	- 0,0006
Modèle A : avec les carrés	nombre de fpc entre :			
	1998-2000	- 0,0028	+ 0,0027	- 0,0014
	1996-1997	+ 0,0012 ns	- 0,0028 ns	+ 0,0010 ns
Modèle A sans l'ancienneté avec le nombre de fpc	10 et +	+ 0,0658	+ 0,1176	+ 0,0737
	7 à 9	+ 0,0795	+ 0,1199	+ 0,0889
	4 à 6	+ 0,0856	+ 0,0923	+ 0,0871
	1 à 3	ref	ref	ref
	fpc 1998-2000	- 0,0026	+ 0,0033	- 0,0012 *
	fpc 1996-1997	+ 0,0050	+ 0,0000 ns	+ 0,0051

t de Student significatif à 1% ; \* à 5% ; \*\* à 10% ; ns : non significatif à 10%

## BIBLIOGRAPHIE

- Aigner, D., Cain G. (1977) «Statistical theories of discrimination in labor market », *Industrial and labor Relations Review*, vol.30, n°2, pp.175-187.
- Altonji J.G., Pierret, C.R. (1997) «Employer learning and statistical discrimination», NBER, Working Paper, n°6279, November.
- Altonji, J.G., Blank, R.M. (1999) «Race and Gender in the labor market », in Ashenfelter, O. Et Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3, Elsevier Science.
- Anxo D., Flood L. et Kocoglu Y. (2002), Offre de travail et répartition des activités domestiques et parentales au sein du couple : une comparaison France-Suède, *Economie et statistique*, 352-353. P. 127-150.
- Amossé, T. (2002) «Vingt-cinq ans de transformation des mobilités sur le marché du travail », *Données Sociales*. INSEE
- Baker, G., Gibbs, M., Holmstrom, B. (1993) «Hierarchies and compensation », *European Economic Review*, 37, pp366-378.
- Baker, G., Gibbs, M., Holmstrom, B. (1994a) «The internal economics of the firm : evidence from personnel data », *Quarterly Journal of Economics*, vol.109, 4, pp881-919.
- Baker, G., Gibbs, M., Holmstrom, B. (1994b) «The wage policy of a firm », *Quarterly Journal of Economics*, vol.109, 4, pp921-955.
- Baker, G., Holmstrom, B (1995) «Internal labor markets : too many theories, too few facts » *American Economic Review*, vol.85, n°2, pp255-259.
- Battagliola Françoise (2000), *Histoire du travail des femmes*, coll. Repères, La découverte & Syros.
- Bayet A (1996), «Carrières continues, carrières incomplètes et salaires », *Economie et statistique*, n°299, pp21-36.
- Bayet A. et C. Colin (1998), «Les évolutions individuelles de salaire sur dix ans sont difficiles à prévoir », *Economie et Statistique*, 314.
- Becker G. (1964), *Human Capital*, University of Chicago Press, First edition.
- Béret Pierre (1992), Salaires et marchés internes : quelques évolutions récentes en France, *Economie Appliquée*, 2.
- Béret P. (2002), «Formation professionnelle continue et carrières sexuées sur le marché interne », Communication aux 9èmes journées d'études Céreq/Lasmas/IREIMAR, L'analyse longitudinal du marché du travail, Rennes, mai.
- Béret P., Dupray A. (1998), «La formation professionnelle continue : de l'accumulation de compétences à la validation de la performance », *Formation – Emploi* n° 63.

Béret P., Dupray A., 2000 "Qualifications et valorisation salariale de la formation continue en France", in Vandenberghe V. (ed.), *Formation professionnelle continue : transformations, contraintes et enjeux*, Académia Bruylant, pp. 73-89.

Béret, P. Dupray, A. (2000) "Allocation et effet salarial de la formation continue en France et en Allemagne : une approche en terme d'information", *Economie Publique*, n°5, 2000/1, pp.221-269.

Blau, F.D., Kahn, L.M. (1992) «The gender earnings gap : Learning from international comparisons», *American Economic Review*, 82(2), pp.533-538.

Blau, F.D., Kahn, L.M. (1997) «Swimming upstream: trends in the gender wage differentials in the 1980s », *Journal of Labor Economics*, vol.15, 1, pt.1, pp.1-42.

Blinder, A. (1973) "Wage discrimination – reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*, 8(4), pp.436-455.

Brocard C. et Fournier Ch. (2002), *L'accès des femmes salariées à la formation continue et ses effets sur leur carrière, rapport pour le Conseil supérieur de l'égalité professionnelle*, La Documentation française.

Brüderl, J. Diekmann, A. Preisendörfer P (1991) «Patterns of intraorganizational mobility : Tournament models, path dependency and early promotion prospects » *Social Science Research*, vol.20, pp197-216.

Chapoulie, S. (2000) «Une nouvelle carte de la mobilité professionnelle », *Economie et Statistique*, n°331, pp25-45.

Colin C. (1997), «La valorisation de l'éducation et de l'expérience professionnelle à travers le salaire : Quelles différences entre hommes et femmes ? », *Les Cahiers du Mage* 2/97.

Colin C. (1999), *Carrières et Salaires : une comparaison hommes/femmes*, Annexe B de *Egalité entre hommes et femmes : aspects économiques*, Conseil d'Analyse Economique, La Documentation Française.

Cotton, J. (1988) «On the decompositions of wage differentials», *Review of Economics and Statistics*, vol.70(2), pp.236-243.

Croquey E. (1995), *La formation professionnelle continue : des inégalités d'accès et des effets sur la carrière peu importants à court terme*, *Travail et Emploi*, n°65.

Daune-Richard A.M, Béret P., Dupray A. et Fournier C. (2000), "Les disparités de carrières des hommes et des femmes : accès à l'emploi, mobilités et salaires", *Premier rapport intermédiaire pour la DARES*.

Daune-Richard A.M, Béret P., Dupray A., Fournier C. et Moullet S. (2001), "Les disparités de carrières des hommes et des femmes : accès à l'emploi, mobilités et salaires", *Second rapport intermédiaire pour la DARES*, novembre.

Doeringer, P.B., Piore, M.J. (1971) *Internal labor markets and manpower analysis*, Lexington, Massachusetts. DC Heath and Co.

Dolton, P., O'Neill, D. & Sweetman, O. (1996) "Gender differences in the changing labor market", *Journal of Human Resources*, vol.31, 3, pp.549-564.

Dupray, A. (1998) "Investissement en capital humain, information et mobilité sur le marché du travail : contribution à l'analyse de la mobilité professionnelle en France" Thèse pour le doctorat en Sciences économiques, Université de la Méditerranée, Aix-Marseille II.

- Dupray, A. (2000) "Permanence et évolution de la mobilité professionnelle en France : de la fin des années 60 aux années 90" Communication aux ateliers de l'Ined, Paris, INED, le 28 mars 2000.
- Dupray, A. (2002) « Mobilités et construction des compétences individuelles : exploration méthodologique et essai de repérage statistique », Rapport Final pour le CGP, en réponse à l'appel à Etudes Coordonnées, *Les mobilités professionnelles, entreprises, marché du travail et transformation des mobilités* de Septembre 2000.
- Dupray A., Hanchane S. (2001), « Les effets de la formation continue sur la mobilité et le salaire des jeunes », *Formation – Emploi*, n° 73.
- Dupray, A. Moullet, S. (2002) « Aperçu sur les facteurs de disparité salariale entre hommes et femmes : une exploitation du fichier panel des DADS sur la période 1992-1998 », communication à la journée Séminaire CVAS, Céreq, le 21 juin.
- Epiphane, D., Giret, J.F., Hallier, P., Lopez, A., Sigot, J-C. (2001) « Génération 98. A qui a profité l'embellie économique », Céreq, *BREF*, n°181, décembre.
- Fougère Denis, Goux Dominique et Maurin Eric (2001) « Formation continue et carrières salariales. Une évaluation sur données individuelles », *Annales d'économie et de statistique*, n°62.
- Fournier Christine, (2001) Hommes et femmes salariés face à la formation continue. Des inégalités qui reflètent les niveaux de qualification et les conditions familiales, *Céreq-bref* n°179, octobre.
- Fournier Christine (2002), Audition devant la Délégation du Sénat aux Droits des femmes et à l'Egalité des chances entre les hommes et les femmes, sur le thème de la formation continue des hommes et des femmes au regard de l'égalité salariale, Palais du Luxembourg, 10 juillet 2002, [www.senat.fr](http://www.senat.fr)
- Fournier Christine (2002), Hommes et femmes : des inégalités toujours vives, in *Toute la vie pour apprendre. Un slogan ou un véritable droit pour toutes et tous ?*, Co ed. Nouveaux regards et Syllepse.
- Fournier Christine, Hanchane Saïd, Lambert Marion, Perez Coralie, Thomas Gwénaëlle, Théry Michel (2001), Panorama de la formation continue des personnes, *Céreq-Bref* n° 172, février.
- Gadéa Ch. et Marry C. (2000), Les pères qui gagnent. Descendance et réussite professionnelle chez les ingénieurs, *Travail, genre et sociétés*, n°3. P. 109-136.
- Guillot Y. (1989) "Les carrières salariales en France de 1967 à 1982", Thèse pour le doctorat de Sciences économiques, Université Paris X-Nanterre.
- Guillot Y. et P. Sevestre (1994), « Estimations de fonctions de gains sur données de panel : endogénéité du capital humain et effets de sélection », *Economie et Prévision*, 116, 119-135.
- Havet, N., Lacroix, G. (2002) « Une modélisation des débuts de carrière et des écarts salariaux hommes-femmes », Communication aux JMA, Rennes, 6-7 juin 2002.
- Havet, N., Sofer, C. (2002) « Les nouvelles théories économiques de la discrimination », *Travail, Genre et Société*, 7, pp.83-115.
- Hoffnar, E., & Greene, M. (1996) „Gender discrimination in the Public and Private sectors: a sample selectivity approach“, *Journal of Socio-Economics*, vol.25, n°1, pp.105-114.

- INSEE, 1974, Recherches en économie du travail, Actes du colloque organisé au LEST, *Annales de l'Insee*, 16-17.
- Lazear, E.P. (1981), « Agency, earnings profiles, productivity and hours restrictions », *American Economic Review*, 71, pp.606-620.
- Le Minez S. et S. Roux (2002), « Les différences de carrières salariales à partir du premier emploi », *Economie et Statistique*, 351, pp.31-63.
- Le Minez S., S. Roux et Zamora, P. (2002) « Le premier emploi durable : un impact persistant sur la carrière salariale », *Données Sociales*. INSEE
- Le Roux, C., Tomasini, M. (2002) « Les mouvements de main d'œuvre au deuxième trimestre 2001 : le marché du travail reste dynamique », *DARES Premières Synthèses*, n°28.1.
- Lemière S., Meurs, D., Merlateau, M.-P., Fakhfakh, F. (2002), « Les disparités de rémunération hommes-femmes », synthèse du Rapport Final pour le ministère du Travail.
- Lichtenberger Yves et Méhaut Philippe (2001), « Les enjeux de la refonte de la formation professionnelle continue. Bilan pour un futur », [www.cereq.fr](http://www.cereq.fr).
- Lollivier S. et J.F Payen (1990), « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel », *Economie et Prévision*, 92-93, 87-96.
- Loprest P. (2002), « Gender Differences in Wages Growth and Job Mobility », *American Economic Review*, may, pp. 526-532.
- Mathieu, F. (2002) « Concurrence à l'embauche et signalement des promotions internes : estimations microéconométriques de carrières salariales », Communication aux XIXèmes Journées de Microéconomie Appliquée, Rennes, les 6 et 7 juin.
- McCue, K. (1996) « Promotions and wage growth », *Journal of Labor Economics*, vol. 4, n°2, pp175-209.
- Meng X. et Meurs D. (2001), « Différences de structure des emplois et écart salarial entre hommes et femmes en France », *Economie et Prévision*, 148, pp. 113-126.
- Meurs D. et Ponthieux S.(1999) « Les inégalités salariales entre hommes et femmes dans les années 90 », Document d'Etudes de la DARES, n°28, juin.
- Meurs D. et Ponthieux S.(1999), Emploi et salaires : les inégalités entre hommes et femmes, *Premières synthèses*, 99.08, n° 32.2,1999.
- Meurs D. et Ponthieux S.(2000), « Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes », *Economie et statistique*, 337-338, pp.
- Mincer J. (1974), *Schooling, experience and earnings*, New-York, Columbia University Press.
- Moulet S. (2000), "Contributions à l'analyse des rendements éducatifs : enjeux théoriques et problèmes empiriques d'identification", Thèse pour le doctorat en Sciences économiques, Université de la Méditerranée, décembre, 238 p.
- Neuman, S., Oaxaca, R.L. (2001) « Estimating labor market discrimination with selectivity-corrected wage equations : methodological considerations and an illustration from Israel », Revised version of a CEPR Discussion paper Series, n°1915.
- Nohara H. (1995), Les salaires en France et au Japon, *Travail et Emploi*, 1.
- Oaxaca, R.L. (1973) « Male-Female wage differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol.14, pp.693-709.



- Oaxaca, R.L., Ransom, M.R. (1994) "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, vol.61, pp.5-21.
- Pergamit, M.R., Veum, J.R. (1999) «What is a promotion ? », *Industrial and Labor Relations Review*, vol.52, n°4, pp581-601.
- Piore M.J. (1978) "Dualism in the labor market : a response to uncertainty and Flux, the case of France" *Revue Economique*, vlo.29, n°2, janvier 1978, pp26-48.
- Plassard, J.M. (1987) *Discrimination sur le marché du travail et information imparfaite*, Ed. du CNRS.
- Polachek, S., Kim, M.K. (1994) « Panel estimates of the gender earnings gap », *Journal of Econometrics*, vol.61, 1.
- Reimers, C. (1983) "Labor market discrimination against hispanic and black men", *Review of Economics and Statistics*, 65(4), pp.570-579.
- Richet-Mastain, L., Vazeille, O. (2000) «Dans tous les secteurs d'activité, les mouvements de personnel se sont intensifiés entre 1996 et 1998 », *Dares, Premières Synthèses, n°07.1*.
- Rosen, S. (1986) « Prizes and incentives in elimination tournaments », *American Economic Review*, vol.76 , n°3, pp701-715.
- Roux S. (2000), « Refonte du panel DADS : principes et premières estimation d'emploi et de salaire », Note INSEE.
- Salop, S.C., Salop, J. (1976) « Self-selection and turnover in the labor market », *Quarterly Journal of Economics*, 91, pp.619-628.
- Silvera Rachel (1996), *Le salaire des femmes : toutes choses inégales par ailleurs...* La documentation française.
- Silvera, R. (1995) « Différences, inégalités et discriminations salariales », *Cahier du Mage*, 2, pp13-21.
- Silvestre Jean Jacques (1971), Les différences de salaires ouvriers en France, *Revue Economique*, 2.
- Silvestre Jean Jacques (1978), *Les inégalités de salaires*, PUF.
- Simonnet, V. (1996) « Mobilité professionnelle et salaire : des différences entre hommes et femmes », *Economie et Statistique*, n°299, pp59-71.
- Sofer, C. (1985) *La division du travail entre hommes et femmes* , Economica, Paris.
- Sofer, C. (1990) "La répartition des emplois par sexe : capital humain ou discrimination?", *Economie et prévision*, 299.