

NEF

Femmes à l'entrée du marché du travail : un retard salarial en partie inexpliqué

Arnaud Dupray, Stéphanie Moullet

**NOTES
EMPLOI
FORMATION**

12

mars 2004

Enquête « Génération 98 »

Céreq

Déjà parus

Les entreprises et la validation des acquis professionnels

Josiane Paddeu, Alain Savoyant
NEF 3, octobre 2003

La structuration de l'offre de formation continue

Josiane Vero, Patrick Rousset
NEF 4, novembre 2004

L'emploi-jeune dans les parcours d'insertion

Benoît Cart, Elise Verley
NEF 5, janvier 2004

Des bancs de l'école aux postes de travail... Chronique d'une ségrégation annoncée

Thomas Couppié, Dominique Epiphane
NEF 6, janvier 2004

Le travail en cours d'études a-t-il une valeur professionnelle ?

Catherine Béduwé, Jean-François Giret
NEF 7, janvier 2004

Les modes de stabilisation en emploi en début de vie active

Alberto Lopez
NEF 8, janvier 2004

Les débuts dans la vie active des jeunes issus de l'immigration après des études supérieures

Alain Frickey, Jake Murdoch, Jean-Luc Primon
NEF 9, février 2004

L'influence du secteur du premier emploi sur la trajectoire professionnelle

Michèle Mansuy
NEF 10, mars 2004

Alternance[s]. Synthèse de vingt ans de développement en France et à l'étranger

Claudine Romani
NEF 11, mars 2004

La liste complète des NEF parues peut être consultée
sur le site internet du Céreq

www.cereq.fr

La collection Notes Emploi Formation regroupe des textes qui présentent des résultats d'études réalisées dans le cadre des activités du Céreq et de son réseau. Elle propose des analyses récentes sur les diverses dimensions de la relation entre formation et emploi. Ces notes, éventuellement amendées et enrichies, pourront être ultérieurement publiées sur d'autres supports.

Synthèse

Ce document analyse la formation des disparités de salaire entre hommes et femmes travaillant dans le secteur privé au cours des trois premières années de vie active. Il s'appuie sur les données de l'enquête Génération 98 du Céreq. Il a pour objectif de rendre compte des différences de niveau de salaire sur la base de la rémunération perçue au premier emploi et de celle perçue dans l'emploi occupé trois ans après la fin de formation initiale. L'origine de ces différences est ensuite analysée par la méthode de décomposition de Oaxaca (1973) consistant à séparer, dans l'explication des écarts entre hommes et femmes, ce qui résulte de différences dans les caractéristiques individuelles et d'emploi (diplôme, expérience en cours d'études, type de contrat de travail, taille de l'entreprise, temps de travail...) et ce qui ressort d'une différence de paiement de ces mêmes attributs. Ce document met en outre au jour deux autres sources possibles de discrimination : l'une renvoyant à l'existence éventuelle de barrières à l'entrée dans l'emploi, l'autre relevant des caractéristiques qui influencent l'accès à l'emploi et le salaire. Enfin, les modes de progression de carrière étant différents selon que les jeunes privilégient au cours de leurs premières années de vie active la mobilité ou, au contraire, l'ancienneté dans l'entreprise, les auteurs procèdent à des analyses séparées selon ces deux critères. Ils décomposent également l'écart de salaire entre hommes et femmes qui ont été mobiles selon que cette mobilité est de nature volontaire ou contrainte (fin de contrat temporaire, licenciement). Entre mobilité et stabilité, ils dégagent en outre le meilleur itinéraire de progression de carrière pour chacun des deux sexes, au regard de l'évolution de salaire au cours des trois premières années de vie active.

Les femmes entrées sur le marché du travail en 1998 accusent, dès l'embauche, un retard salarial d'environ 10 % par rapport à leurs homologues masculins. Cet écart est plus faible pour les femmes stables (7,4 %) et plus important pour celles qui changent d'employeur (presque 14 %). Il est plus fort lorsque la mobilité est volontaire que quand elle est subie.

D'une manière générale, au cours des trois premières années de vie active, les disparités de salaires évoluent à l'avantage des hommes. Cette évolution est essentiellement alimentée par l'accroissement de la composante non justifiée du salaire qui est liée au fait que les caractéristiques des emplois des hommes et des femmes se rapprochent au fil du temps.

La comparaison entre stabilité et mobilité permet de mettre en évidence le mode de cheminement le plus rentable en début de carrière. Ainsi, en début de vie active, les hommes stables ont des rémunérations en moyenne supérieures de plus de 8 % à celles des hommes mobiles, écart qui s'élève à 14 % chez les femmes. On retrouve ces mêmes écarts au bout de trois ans passés sur le marché du travail, mais ils sont de moindre ampleur, respectivement 3 % chez les hommes et 5,7 % chez les femmes. Au cours des premières années de vie active, l'expérience professionnelle acquise par la mobilité semble donc mieux rémunérée que l'ancienneté acquise au sein du même entreprise puisque l'écart de salaire entre stables et mobiles se réduit.

Dans l'ensemble, les femmes auraient en termes de salaire plutôt intérêt à être stables. En revanche la meilleure trajectoire consiste pour les hommes à changer d'employeur en tout début de vie active. Au total, les femmes tirent plus avantage de la stabilité que les hommes.

AUTEURS

- Arnaud Dupray, Céreq.
- Stéphanie Moullet, Céreq.

Sommaire

Introduction	5
1. Méthodologie de l'analyse des écarts de gains.....	7
2. Les données.....	8
3. Décomposition des écarts de gains entre hommes et femmes : évolutions de 1998 à 2001	14
4. Stabilité versus mobilité : quelles disparités de salaire ?	16
4.1. Les évolutions des niveaux de salaire des hommes et des femmes entre 1998 et 2001	16
4.2. Décomposition des écarts de gains entre salariés mobiles et stables	21
4.3. Progressions salariales différenciées entre mobilité volontaire et mobilité subie	24
4.4. Décomposition des écarts de gains entre mobilité volontaire et subie	25
5. Synthèse des résultats	28
Bibliographie.....	31
Annexe.....	33

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... – pour expliquer ces écarts.

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 (1973) et Blinder (1973), et de leurs extensions afin de mettre à jour la partie non expliquée.

Le travail présenté dans cet ouvrage se situe dans cette seconde voie d'analyse. Il se focalise sur l'examen 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 considérations alimentent la problématique de l'étude.

- 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 que les trajectoires salariales se différencient dès le premier emploi et que les changements de situation professionnelle amplifient les écarts de rémunération entre hommes et femmes. En effet, les changements les plus rémunérateurs sont plus fréquents chez les premiers. 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 (déclarations annuelles de données sociales) 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, 2003).

Ces résultats invitent à questionner la formation des disparités de salaire entre les rémunérations attribuées à l'embauche et les conditions de progression salariale qui sont offertes aux salariés selon le sexe. Indépendamment de l'origine de ces disparités, cet ouvrage examinera donc en premier lieu l'ampleur des différences et l'évolution de ces différences au cours des trois premières années de vie active. Les données issues de l'enquête Génération 98 seront exploitées à cet effet (voir Chapitre 2). Des équations de gains seront estimées sur le niveau de salaire à l'embauche dans le premier emploi et sur le niveau de salaire obtenu en 2001.

- Au-delà de la mesure de ces écarts, les déterminants des différences de gains entre hommes et femmes doivent être aussi interrogés. Ces déterminants peuvent se décomposer en deux parties, l'une se rapportant aux différences de caractéristiques biographiques individuelles et d'emploi selon le sexe, l'autre à une prise en compte différente de ces attributs par les employeurs, dans la détermination des salaires. Cette seconde composante est classiquement conçue comme la manifestation d'un phénomène de discrimination. Cette décomposition trouve en effet son origine dans les théories de la discrimination économique. Ainsi, un comportement discriminatoire d'un point de vue salarial correspond à un traitement différent selon les individus ou groupes d'individus qui ne peut être justifié par des écarts dans les attributs productifs ou de performance possédés par chacun d'eux (Plassard 1987 ; Havet et Sofer, 2002). Cette discrimination peut intervenir sous plusieurs formes et à des moments différents des parcours professionnels. Si l'on s'en tient à l'étape d'entrée dans la vie active, la discrimination est susceptible de s'exprimer dans l'accès à l'emploi, dans les conditions d'emploi offertes une fois l'embauche acquise (temps de travail, statut du contrat de travail, qualification...) et enfin dans les rémunérations perçues. Seul l'aspect différenciation salariale sera traité dans cette étude. Dans ce cadre, le terme de discrimination renverra à une origine purement salariale, c'est-à-dire étant données les caractéristiques individuelles et d'emploi.

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).

A cet égard, sur les débuts de carrière, on peut s'interroger sur l'origine de cette partie non expliquée des différences de gains. On peut supposer qu'elle se manifeste principalement à l'embauche et se réduit avec l'expérience professionnelle. En effet, cette composante non justifiée par des différences d'attributs observés peut résulter de caractéristiques inobservées, lesquelles se révèlent à l'employeur avec le temps. 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 alternativement supposer que la discrimination salariale se développe 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 dans l'examen des sources de disparité de rémunération, selon le moment ou la période dans laquelle est mesurée la différence salariale.

Au plan méthodologique, partant de la méthode de décomposition classique de Oaxaca, a été introduite 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 observées et inobservées influençant la sélection et la variable de salaire considérée.

- Enfin, cette démarche consiste à introduire la distinction entre les salariés qui restent chez un même employeur au cours de leurs trois premières années de vie active 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 et Moullet, 2003 ; Dupray, 2002). 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 salariale 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. En outre, il est supposé que les caractéristiques des salariés en mobilité et leurs conditions de rémunération diffèrent selon que la mobilité est initiée par l'individu ou l'entreprise. En conséquence, après avoir fait la distinction entre « salariés stables » et « salariés mobiles », les démissions seront examinées séparément des autres motifs de départ au sein de ces derniers.

Les estimations séparées sur des populations de salariés stables ou mobiles 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 relatif à l'embauche dans le premier emploi occupé ou le salaire en 2001, au moment où les jeunes sont enquêtés, 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 dans ses déterminants et par un approfondissement des décompositions en séparant les individus mobiles des salariés stables, et parmi les salariés mobiles, en distinguant la mobilité choisie de la mobilité plutôt subie.

Les attendus de cette démarche étant posés, la section suivante présente la méthode de décomposition employée en justifiant en particulier la forme des différents termes de décomposition retenus. Dans le troisième point, seront exposées les 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 portant sur l'ensemble de la population salariée du secteur privé. La dernière partie développe les résultats selon les sous-populations de stables et mobiles entre 1998 et 2001. Enfin, les principaux enseignements et limites de cette étude sont synthétisés dans un dernier point conclusif.

1 | Méthodologie de l'analyse des écarts de gains

De façon à clarifier la nature des mécanismes à l'origine des différences de gains entre hommes et femmes, il est nécessaire de décomposer ses éléments contributifs. Ces différences sont analysées pour le salaire à l'embauche du premier emploi (occupé avant janvier 1999) et pour l'emploi détenu en 2001.

Pour ce faire a été utilisée la méthode classique de décomposition introduite par Blinder (1973) et Oaxaca (1973). Elle permet de départager ce qui, dans l'écart de salaire estimé

aux caractéristiques moyennes des deux groupes d'individus est relatif à une différence dans les attributs possédés par les individus selon leur sexe de ce qui se rapporte à la valorisation salariale différenciée des mêmes caractéristiques. Cette dernière composante qui ne relève pas des caractéristiques biographiques et d'emploi observées est conçue comme l'expression d'un phénomène de discrimination.

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 éventuelles de discrimination : celle qui peut intervenir sur les conditions d'accès à l'emploi qui commandent en partie le salaire et celle résultant du traitement salarial des caractéristiques observées et inobservées des individus qui sont à l'origine de leur situation sur le marché du travail. 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 des biais de sélection éventuels correspondants (voir Encadré 1).

S'intéresser aux niveaux de salaires entre 1998 et 2001 permet d'explorer l'évolution des écarts avec l'expérience professionnelle acquise par les individus dès leurs premières années de vie active. Par ailleurs, il se peut que les composantes explicatives des disparités varient en importance entre le salaire à l'embauche et le salaire en 2001. La partie justifiée par des différences de caractéristiques individuelles et d'emplois pourrait ainsi s'accroître ou diminuer avec l'expérience.

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 et enfin, en distinguant parmi les mobiles, les démissions des motifs de départ contraints. Les individus stables sont tels que leur premier emploi se situait dans le même établissement ou au sein de la même entreprise que celui qu'ils occupent à la date de l'enquête (printemps 2001). Mobilité et stabilité ne s'entendent donc pas en fonction du poste occupé¹ (voir Encadré 2 pour des justifications théoriques).

2 | Les données

Les données sont issues de l'enquête Génération 98 réalisée au printemps 2001 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 confondus, parmi les 750 000 primo-sortants à cette date.

Les données permettent d'analyser les trois premières années de vie active au regard du cursus de formation initiale réalisé². Elles autorisent donc la comparaison des modalités

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

² 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 davantage l'accent sur les situations d'emploi que ne le fait Génération 98 (Épiphane et alii., 2001). Concernant cette dernière, des ré-interrogations sont prévues en 2003 et 2005.

Encadré

MÉTHODOLOGIE

Une 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 retenue ici, 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), le parti a été pris d'adopter une structure de poids égalitaire qui se justifie d'autant plus qu'hommes et femmes représentent des proportions sensiblement égales dans les 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 permettent de dégager des interprétations qualitativement inchangées quelque soit la pondération adoptée (Béret et Dupray, 2000). Ce faisant, l'objectif n'est pas non plus de 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).

Afin d'obtenir les éléments nécessaires aux décompositions des écarts de gains, on procède de la façon suivante.

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* (*IMR*) 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.

Ce ratio est 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. Enfin, il est calculé pour la sélection des salariés démissionnaires (respectivement mobiles « contraints ») parmi la population des salariés mobiles. Les équations ci-dessous, si elles valent également pour toutes les sélections mentionnées, correspondent ici au cas particulier des salariés mobiles et stables.

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

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

S est la variable dichotomique prenant la valeur 1 si le salarié est stable et 0, si le salarié est mobile. Le vecteur Z contient les facteurs explicatifs suivants : 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, dans la mesure où ces dimensions peuvent influencer la mobilité.

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

Enfin, le vecteur X contient 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. 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 (voir tableaux en Annexe). Pour l'équation de salaire en 2001, 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, sont aussi introduites en explicatives.

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

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

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 issu de l'estimation de l'équation de sélection pour les hommes (équations 1 et 3). L'hypothèse sous-jacente à ce choix 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 :

$$\hat{\lambda}_{if}^{\circ} = \phi(Z_{if}'\hat{\gamma}_h) / \Phi(Z_{if}'\hat{\gamma}_h)$$

et pour les mobiles : $\hat{\lambda}_{if}^{\circ} = -\phi(Z_{if}'\hat{\gamma}_h) / (1 - \Phi(Z_{if}'\hat{\gamma}_h))$ (3)

avec γ_h le vecteur des paramètres de l'équation de sélection estimée pour les hommes.

On calcule ensuite la moyenne de cette variable :

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

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 :

$$\hat{\xi}_h \bar{W}_h - \hat{\xi}_f \bar{W}_f = \hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_f \bar{X}_f + \hat{\theta}_h \bar{\lambda}_h - \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f$$

avec $\hat{\xi}_j = (\hat{\beta}_j, \hat{\theta}_j)$, paramètres estimés issus de l'équation (2),

$\bar{W}_j = (\bar{X}_j, \bar{\lambda}_j)$, les caractéristiques prises à leurs valeurs moyennes $j = h, f$

$$\text{et } \hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_f \bar{X}_f = \underbrace{\frac{1}{2} (\hat{\beta}_h + \hat{\beta}_f) (\bar{X}_h - \bar{X}_f)}_{(I)} + \underbrace{\frac{1}{2} (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_f) (\bar{X}_h + \bar{X}_f)}_{(II)} \quad (4)$$

**JUSTIFICATION THÉORIQUE DE LA DISTINCTION ENTRE « MOBILES » ET « STABLES »
DANS L'ANALYSE DES SALAIRES**

D'un point de vue théorique, la séparation entre salariés mobiles et salariés stables se justifie par le fait que la formation des salaires des seconds dépend essentiellement de la politique d'une seule entreprise*. 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 pour l'employeur, il est légitime d'en tenir compte dans l'estimation des niveaux de salaire. 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 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**. Par ailleurs, du point de vue du salarié, un faible niveau de rémunération peut également être un facteur incitatif de sa mobilité.

Au plan méthodologique, estimer une équation de sélection préalablement à l'estimation du salaire pour 1998, permet de tester l'hypothèse que les caractéristiques des individus qui contribuent à déterminer la nature de leur parcours professionnel en début de vie active (mobilité ou stabilité) sont également prises en compte par le salarié*** comme par l'employeur pour la fixation du salaire d'embauche.

*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).

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

*** Si ces caractéristiques 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.

Le premier emploi occupé est défini comme une séquence d'emploi débutée avant janvier 1999 et d'une durée supérieure ou égale à trois mois. Le dernier emploi est celui détenu à la date de l'enquête.

Les premières analyses se focalisent sur l'ensemble des salariés du privé indépendamment du type de parcours (mobile ou stable) réalisé. 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 la différence de gains selon le sexe entre 1998 et 2001, la sélection de l'échantillon porte sur les salariés du privé aux deux bornes de la fenêtre d'observation. Les emplois publics ont d'emblée été écartés. 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 atténuées dès lors que l'on considère les fonctionnaires, en raison des règles particulières qui y ont cours (Hoffnar et Greene, 1996). Pour autant, compte tenu de la proportion élevée au sein de la Fonction publique de jeunes non titulaires en 2001 (environ 65 % dans le public hors Fonction publique hospitalière, di Paola et Moullet, 2003), on peut penser que des disparités de traitement entre hommes et femmes

existent également dans ce secteur. Centrer l'analyse sur les salariés du privé permet néanmoins de traiter d'une population plus homogène que celle qui regrouperait les emplois du public et ceux du privé. Ce faisant, une plus grande partie des emplois offerts aux débutants féminins qu'aux débutants masculins est écartée. En effet, les premières sont près d'un quart à débiter dans un emploi public contre 12 % des hommes.

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

Observations : Hommes = 26 238
Femmes = 25 314
(salariés du public exclus)

- On retient :
- Les chômeurs en 1998 et 2001
 - Les chômeurs en 1998 devenus salariés du privé en 2001
 - Les salariés du privé 1998 devenus chômeurs en 2001
 - Les salariés du privé en 1998 et 2001 (population sélectionnée),

soit : Hommes = 23 732
Femmes = 20 508

Equation de sélection : appartenance à l'emploi en 1998 et 2001

Equation de salaire 1998 et 2001 : Hommes = 8 194
Femmes = 6 599

Préalablement aux analyses de salaire, une équation d'appartenance à l'échantillon est estimée (voir Encadré 1), sur la population des chômeurs en 1998 et/ou 2001 et des salariés du privé en 1998 et 2001. Il suffit ainsi d'avoir été chômeur à l'une des deux dates pour se retrouver exclu des sous-populations sur lesquelles portent les analyses de gains³.

Logique de construction des échantillons des salariés mobiles et stables

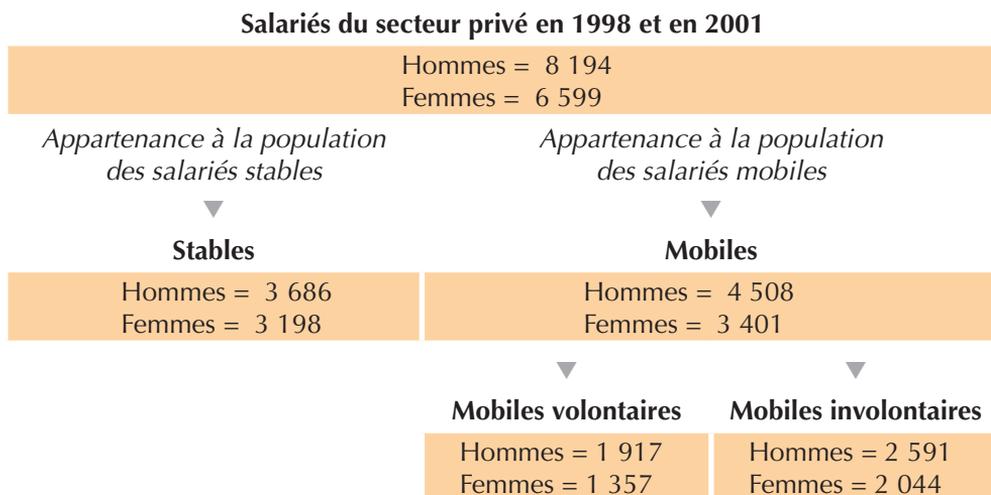
La population des salariés du secteur privé en 1998 et en 2001 est, dans un second temps, décomposée entre les salariés en emploi dans la même entreprise entre la situation en 1998 et celle à la date d'enquête et ceux qui entre 1998 et 2001 ont été mobiles (mobilité d'établissement employeur). Parmi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

La sous-population des salariés mobiles entre 1998 et 2001 se compose de celle dont la mobilité résulte d'une démission (raison de la fin de l'emploi occupé en 1998) et de

³ Pour les hommes, l'effectif non sélectionné se décompose entre 70,9 % de chômeurs à une des 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.

celle pour laquelle la mobilité est involontaire (la raison de fin d'emploi occupé en 1998 est un licenciement individuel ou collectif ou une fin de contrat de travail).

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



L'Annexe donne les estimations des différentes équations – de sélection en mobilité versus stabilité, et de salaire en 1998 et en 2001 pour les hommes et les femmes – nécessaires aux calculs de décomposition des écarts de gains exposés dans le Tableau 3⁴.

3 | Décomposition des écarts de gains entre hommes et femmes : évolutions de 1998 à 2001

L'écart total de salaire d'embauche intégrant la correction des effets de sélection (ici, l'appartenance au salariat privé en 1998 et 2001), de 10,4 %⁵ en 1998 passe à 13,3 % en 2001 (voir Tableau 1). En d'autres termes, l'avantage salarial des hommes par rapport aux femmes s'accroît de trois points entre 1998 et 2001.

La comparaison des décompositions de salaires entre ces deux dates montre que la part relevant des écarts, entre hommes et femmes, de caractéristiques individuelles et d'emplois (explicatives du salaire) se réduit au profit de l'écart tenant à la valorisation de celles-ci. Le poids de cette dernière composante de l'écart total de gains intégrant la correction de la sélection passe ainsi de 53 % à 77 % (termes II) sur la période.

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. Le fait le plus notable concerne la valorisation des caractéristiques individuelles et d'emplois.

⁴ Les estimations intermédiaires correspondant aux analyses de décomposition sur l'ensemble des salariés et sur l'ensemble des mobiles sont disponibles auprès des auteurs.

⁵ Les commentaires des écarts de salaire correspondent aux exponentielles des écarts (en Log) figurant dans les tableaux de résultats.

Tableau 1

DÉCOMPOSITION DES ÉCARTS DE GAINS POUR LES SALARIÉS DU SECTEUR PRIVÉ

	Emploi 1998	Emploi 2001
Décomposition des effets des variables explicatives du salaire :		
(I) Écart dans les attributs individuels :		
$\frac{1}{2} (\hat{\beta}_h + \hat{\beta}_f) (\bar{X}_h - \bar{X}_f)$	0,04796	0,029837
(II) Écart de valorisation :		
$\frac{1}{2} (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_f) (\bar{X}_h + \bar{X}_f)$	-0,03194	0,022297
Décomposition des termes correcteurs de la sélection :		
(III) Écart dans les attributs individuels expliquant la sélection*		
$\frac{1}{2} (\hat{\theta}_h + \hat{\theta}_f) (\bar{\lambda}_h - \bar{\lambda}_f)$	-0,00024	-0,0007255
(IV) Différence des effets des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'être sélectionné		
$\frac{1}{2} (\hat{\theta}_h + \hat{\theta}_f) (\bar{\lambda}_f - \bar{\lambda}_h)$	0,000055	0,0000658
(V) Différence de réponse salariale aux caractéristiques** explicatives de la sélection		
$\frac{1}{2} (\bar{\lambda}_h + \bar{\lambda}_f) (\hat{\theta}_h - \hat{\theta}_f)$	0,08301	0,073708
<i>Ecart total net de l'effet de sélection</i> $\hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_f \bar{X}_f$	0,01602	0,05213
<i>Effet total de la sélection</i> $\hat{\theta}_h \bar{\lambda}_h - \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f$	0,08283	0,0735
<i>Ecart total intégrant l'effet de sélection</i>		
$(\hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_f \bar{X}_f) + (\hat{\theta}_h \bar{\lambda}_h - \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f)$	0,09885(*)	0,12518
Dont partie non expliquée :	51,7 %	76,7 %
N_h	8 194	8 194
N_f	6 599	6 599

* La sélection correspond à l'appartenance au secteur privé aux deux dates.

** Caractéristiques observées et inobservées qui influencent la sélection et le salaire.

- *Note de lecture : Les chiffres du tableau sont des écarts en logarithme de salaires. Les commentaires portent sur les exponentiels de ces chiffres, autrement dit les surcroûts de salaire que touchent les hommes par rapport aux femmes dans le cas de valeurs positives. Ainsi, les hommes gagnent ($\exp(0.09885)-1$), soit 10,4 % de plus que les femmes en 1998, lorsque la correction de la sélection est prise en compte.*

téristiques explicatives du salaire (II), laquelle est à l'avantage des femmes à l'embauche en 1998 et devient à l'avantage des hommes en 2001. Pour 1998, l'écart de gains total relève d'un effet de sélection important qui avantage les hommes. Ce dernier se rapporte au terme (V) qui décrit l'avantage obtenu par les hommes relativement aux femmes dans le traitement salarial réservé par les employeurs aux caractéristiques 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 1998.

Pour 2001, cette part non justifiée de la différence de salaires entre hommes et femmes que l'on peut rapporter à un effet de discrimination, est aussi concentrée principalement dans le terme (V) qui explique pour plus de 58 % l'écart de salaire. En comparaison, les caractéristiques observées explicatives du salaire (terme II) ne comptent que pour 18 % de cet écart total.

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 ainsi 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 différences de valorisation injustifiées au vue des caractéristiques individuelles et d'emploi que l'on observe.

Qu'en est-il de ce résultat lorsque les destinées des salariés en terme de cheminement diffèrent : stabilité dans l'entreprise ou expériences professionnelles accumulées chez plusieurs employeurs ? L'analyse qui suit distinguant les salariés stables des mobiles permet d'éclairer cette question.

4 | Stabilité versus mobilité : quelles disparités de salaire ?

En décrivant comment évoluent les gains des hommes et des femmes entre 1998 et 2001, on dégage dans un premier temps les modalités de parcours – mobilité ou stabilité – les plus avantageuses d'un point de vue salarial pour chacun des deux sexes. L'origine des différences de rémunération entre hommes et femmes fait l'objet du deuxième temps de l'analyse.

Dans les troisième et quatrième points, les mêmes analyses sont conduites pour les salariés mobiles volontaires, c'est-à-dire dont le changement d'emploi relève d'une démission, et ceux en mobilité subie.

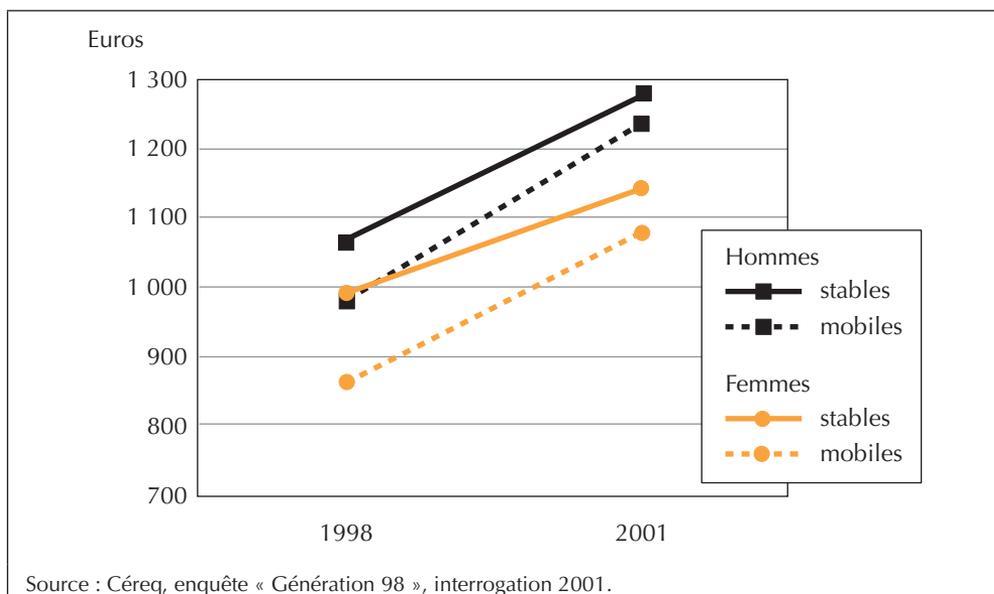
4.1. Les évolutions des niveaux de salaire des hommes et des femmes entre 1998 et 2001

Sont à présent réalisées les comparaisons des salaires estimés pour chacun des deux sexes selon que les salariés ont été mobiles ou stables. Les estimations faites aux caractéristiques moyennes⁶ de chaque sous-population tiennent compte de la correction de la sélection relative au fait d'avoir été stable ou mobile sur la période d'observation

⁶ Les caractéristiques moyennes figurent en annexe dans la dernière colonne des Tableaux C à J.

(Graphique 1). Ce graphique donne des résultats salariaux quasi identiques aux situations effectivement observées.

Graphique 1
SALAIRES ESTIMÉS EN 1998 ET 2001 AUX CARACTÉRISTIQUES
MOYENNES DE CHAQUE SOUS-POPULATION



Sur le Graphique 1, il apparaît que les hommes partent de niveaux de salaire supérieurs à ceux des femmes à type de cheminement (mobilité vs. stabilité) égal par la suite. Ils connaissent également des progressions de gains sur trois ans supérieures à celles de leurs consœurs. Pour chaque sexe, les stables sont mieux lotis que les actifs en mobilité, tant au niveau de leur salaire initial que de leur salaire en 2001. Cependant, partant de niveaux de rémunérations plus bas en 1998, ces actifs en mobilité rattrapent une partie de leur retard sur la période observée de trois ans. Leurs progressions de gains sont ainsi plus rapides que pour les stables.

Si on compare maintenant hommes et femmes, à cheminement équivalent, il apparaît que les femmes effectivement en mobilité perdent moins de terrain sur leurs homologues masculins en mobilité que cela n'est le cas au sein des stables. Il semble ainsi que la stabilité dans l'emploi soit un peu plus inégalitaire d'un point de vue salarial que la mobilité même si au final, l'écart de salaire au sein des mobiles reste un peu plus élevé que l'écart de rémunération qui sépare les hommes des femmes au sein des stables⁷.

Si l'on exclut la prise en compte des paramètres correcteurs des effets de sélection⁸ et que l'on raisonne à caractéristiques moyennes de l'ensemble des individus de même sexe

⁷ Les écarts que l'on peut calculer à partir des graphiques ne sont pas directement comparables aux écarts en logarithme issus des tableaux 2,3 et 4. Dans ces derniers, le passage en exponentielle donne des rapports relatifs et non des différences.

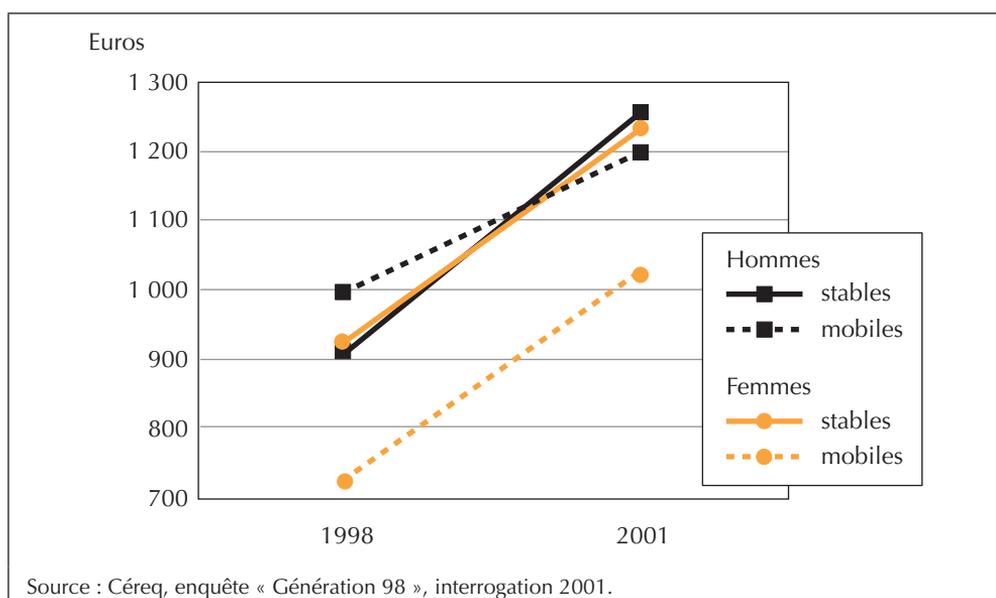
⁸ Cependant, les coefficients des variables explicatives du salaire restent pour leur part purgés des effets de sélection.

(qu'ils aient été stables ou mobiles), l'allure des progressions sur les trois ans de vie active évolue sensiblement (cf. Graphique 2). Hommes et femmes stables ont des progressions de salaire très proches bien que toujours à l'avantage des premiers. Parmi les actifs en mobilité en revanche, les progressions des femmes sont meilleures que celles des hommes même si elles partent de beaucoup plus bas en niveau de salaire en 1998.

Des effets de sélection sur les caractéristiques observées et inobservées au sein de chaque sous-population et le fait que l'on raisonne pour ce second graphique sur les caractéristiques moyennes de chacune de ces deux populations masculine et féminine expliquent les différences entre les droites de progression présentées dans les deux graphiques⁹.

Graphique 2

SALAIRES ESTIMÉS EN 1998 ET 2001 AUX CARACTÉRISTIQUES MOYENNES DE L'ENSEMBLE DES HOMMES ET DE L'ENSEMBLE DES FEMMES



Avantages salariaux comparatifs entre stabilité et mobilité

Nous laissons ici temporairement de côté la comparaison des rémunérations des hommes et des femmes pour dégager les situations les plus avantageuses en terme de type de cheminement sur ces trois premières années de vie active, pour chacun des deux sexes. Rappelons qu'en 2001, les cheminements sont observés alors qu'en 1998 ils font l'objet d'une anticipation plus ou moins précise de l'employeur ou sont la résultante plus ou moins directe des conditions d'emploi faites à l'embauche.

⁹ Ainsi, si l'on prend l'exemple des femmes stables entre 1998 et 2001, la progression de plus large ampleur dans le second graphique s'explique pour une partie par le fait qu'un effet de sélection positif des femmes stables a été écarté, de même qu'un effet de sélection négatif en 2001. En intégrant ces effets, ces femmes, devraient gagner plus en 1998 et moins en 2001, ce qui apparaît clairement dans le premier graphique. Pour l'autre partie, la progression plus ample dans le Graphique 2 s'explique par le fait que l'on intègre ici les caractéristiques des femmes mobiles or, comme il apparaît clairement dans le Tableau 2, les femmes mobiles auraient gagné davantage en 2001 si elles avaient été stables (ligne 7 du Tableau 2). Leur traitement pour 1998 aurait en revanche été quasiment inchangé (ligne 3 du Tableau 2).

Tableau 2
**ÉCARTS DE LOGARITHME DE SALAIRES MOYENS ESTIMÉS SELON LA PRÉSENCE
 OU NON DE MOBILITÉ POUR CHACUN DES SEXES**

	Hommes	Femmes	
Emploi de 1998	(1) $\hat{\Psi}_S \bar{Z}_S - \hat{\Psi}_M \bar{Z}_M$	0,0797*	0,1382
	(2) $\hat{\Psi}_S \bar{Z}_S - \hat{\Psi}_M \bar{Z}_S$	0,0576	0,494
	(3) $\hat{\Psi}_S \bar{Z}_M - \hat{\Psi}_M \bar{Z}_M$	-0,2027	-0,0027
	(4) $\hat{\beta}_S \bar{X} - \hat{\beta}_M \bar{X}$	-0,0856	0,2378
Emploi de 2001	(5) $\hat{\Psi}_S \bar{Z}_S - \hat{\Psi}_M \bar{Z}_M$	0,0311	0,0555
	(6) $\hat{\Psi}_S \bar{Z}_S - \hat{\Psi}_M \bar{Z}_S$	0,0995	0,163**
	(7) $\hat{\Psi}_S \bar{Z}_M - \hat{\Psi}_M \bar{Z}_M$	-0,0024	0,205
	(8) $\hat{\beta}_S \bar{X} - \hat{\beta}_M \bar{X}$	0,04344	0,1847

Note : $\hat{\Psi} = (\hat{\beta}, \hat{\theta})$, $\bar{Z} = (\bar{X}, \bar{\lambda})$, S = stables, M = mobiles et \bar{X} le vecteur de caractéristiques moyennes pour l'ensemble des individus de même sexe.

► *Note de lecture* : * En 1998, les stables gagnent en moyenne $\exp(0,0797)-1 = 8,3$ % de plus que les hommes mobiles.

** En 2001, les femmes effectivement stables gagnent en moyenne $\exp(0,163)-1 = 17,7$ % de plus que si elles avaient été mobiles.

Globalement, pour les salaires perçus en 1998, les hommes stables ont des rémunérations supérieures à celles des actifs qui changeront d'emploi sur la période, de plus de 8 % (Tableau 2, ligne 1), écart qui s'élève à plus de 14 % pour les femmes. Ces futurs mobiles sont donc confrontés à des conditions de rémunération à l'embauche moins favorables que celles faites aux salariés qui vont rester dans l'entreprise.

Cependant, lorsque l'on considère les caractéristiques moyennes de l'ensemble des futurs stables ou mobiles pour chacun des deux sexes et que les estimations ne sont pas corrigées des effets de sélection, cet écart positif ne se retrouve que pour les femmes (ligne 4). L'accentuation de cet écart est lié au fait que les caractéristiques des femmes stables auraient été fortement pénalisées si elles avaient été mobiles (ligne 2).

En revanche, pour les hommes, les caractéristiques de ceux qui seront mobiles après 1998 sont bien mieux rémunérées que s'ils restent dans l'entreprise (ligne 3) conduisant en définitive à ce que le salaire à l'embauche soit en moyenne supérieur pour les futurs mobiles que pour les futurs stables (ligne 4).

En 2001, une fois le parcours professionnel observé, la stabilité s'avère toujours plus payante que la mobilité pour les hommes comme pour les femmes (ligne 5). Cependant, les écarts de rémunération entre mobiles et stables sont largement plus faibles en 2001 qu'en 1998. Pour les individus mobiles, hommes ou femmes, toute ou partie de leur expérience professionnelle acquise en mobilité bénéficie d'une reconnaissance salariale dans l'emploi final (celui occupé en 2001), ce qui a pour effet de compenser une partie du handicap salarial qu'ils connaissaient à l'embauche dans leur premier emploi. Au total, l'expérience professionnelle acquise en mobilité semble ainsi mieux rémunérée que l'ancienneté dans l'entreprise, en cohérence avec les résultats des Graphiques 1 et 2.

On peut ensuite s'intéresser aux éventuels avantages comparatifs à être mobiles pour les salariés effectivement stables et inversement à être stables pour ceux qui ont changé d'emploi.

En l'occurrence, les mobiles pourraient avoir raison de changer d'emploi s'ils bénéficiaient effectivement d'un traitement désavantageux en restant chez le même employeur. Réciproquement, pour les stables, l'accumulation d'ancienneté serait la meilleure alternative si certains de leurs attributs devaient les fragiliser en mobilité.

Les lignes 2 et 3 du Tableau 2 nous permettent de confirmer ces hypothèses pour 1998, en particulier pour les hommes. Pour les femmes, celles devenues stables auraient été fortement pénalisées avec la mobilité tandis que les femmes effectivement mobiles sur la période auraient été rémunérées pratiquement de la même manière si elles avaient été stables.

En 2001, l'avantage à la mobilité pour les hommes – l'ayant été effectivement – n'est plus apparent (ligne 7). Pour les femmes, que cela soit pour les mobiles ou pour les stables, et davantage encore pour les premières, la valorisation de l'expérience professionnelle via l'accumulation d'ancienneté au sein d'une même entreprise est clairement la trajectoire la plus payante.

Aux caractéristiques moyennes de l'ensemble des salariées de nos populations, l'avantage à la stabilité, quatre fois plus fort pour les femmes que pour les hommes, ne se dément pas (ligne 8). En moyenne, les femmes stables auraient ainsi gagné 20,3 % de plus en 2001 que si elles avaient été mobiles, cette différence étant seulement de 4,4 % pour les hommes. Ceci ne contredit pas le fait que les femmes effectivement mobiles sur la période ont comblé une partie de leur retard.

Au total, du point de vue des situations salariales effectivement observées, les salariés stables (hommes et femmes) s'en tirent mieux que les salariés mobiles au regard de leur rémunération en 1998 comme en 2001. Cet avantage à la stabilité est toujours plus important parmi les femmes que parmi les hommes. Il se réduit d'autre part au terme des trois années de vie active. Cependant, au sein de la population qui change d'employeur, les femmes perdent moins de terrain sur leur homologues masculins que cela n'est le cas au sein des stables.

Il s'agit maintenant d'analyser les écarts salariaux entre hommes et femmes selon qu'ils sont stables ou mobiles sur cette période d'insertion dans la vie active. L'objectif n'est pas de dégager le type de cheminement le plus efficace du point de vue salarial pour chaque sexe mais à d'apprécier les déterminants des écarts gains entre hommes et femmes à type d'itinéraire professionnel donné.

4.2. Décomposition des écarts de gains entre salariés mobiles et stables

Dans le cas de la stabilité d'emploi, et si l'on s'appuie sur l'observation d'écarts nets de la sélection, le niveau de salaire d'embauche du premier emploi, est, pour les hommes, inférieur de 1,5 % à celui des femmes (salaires estimés aux caractéristiques moyennes de chaque sexe). Pour les mobiles, l'écart de salaire estimé est de 36,2 % en faveur des hommes (voir Tableau 3).

Les femmes stables à cette date seraient donc avantagées par rapport à leurs consœurs mobiles (relativement aux hommes)¹⁰.

Pour les stables, la composante liée à l'écart de valorisation (II) est en défaveur des hommes alors que la situation est inverse pour les mobiles (voir Tableau 3, 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 prises en compte dans la détermination du salaire seraient mieux appréciées que celles 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. Enfin, pour les deux sous-populations, l'écart dû à une différence des caractéristiques individuelles et d'emploi (I) est à l'avantage des hommes.

L'effet total de la décomposition des termes de sélection pour l'emploi de 1998 avantage les hommes (0,089) parmi les salariés stables et les femmes parmi les mobiles (-0,179). Dans les deux cas, cet effet tient essentiellement au terme (V), lequel renvoie au traitement salarial des caractéristiques qui jouent à la fois sur le fait d'être stable vs. mobile et sur le niveau de salaire en 1998. Pour les stables, l'appréciation de l'employeur est supérieure pour les hommes que pour les femmes. Chez les mobiles, la valeur élevée et négative de ce terme traduit la moins grande contribution salariale pour les hommes que pour les femmes des caractéristiques observées et 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.

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

Au final, la comparaison des écarts de rémunération au premier emploi entre les individus qui s'avèreront stables et ceux qui vont connaître une mobilité professionnelle, montre que les femmes sont globalement deux fois plus pénalisées dans la seconde situation que dans la première.

La significativité des coefficients des termes correcteurs de la sélection parmi les explicatives du salaire en 1998 valide l'hypothèse selon laquelle l'employeur émet des anticipations sur l'horizon d'emploi de ses jeunes recrues pour fixer leur salaire d'embauche ou l'idée que le salarié décide de sa mobilité en fonction du niveau de ce dernier. De ce fait, les caractéristiques inobservées prises en compte dans la fixation des niveaux de salaire et déterminant la décision de mobilité ne sont pas indépendantes.

¹⁰ Rappelons qu'en 1998, la mobilité tout comme la stabilité renvoient à des parcours non encore effectués.

En 2001, le salaire estimé net des effets de sélection des hommes est supérieur de 9,4 % au salaire des femmes 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 (voir Tableau 3).

Tableau 3

DÉCOMPOSITION DES ÉCARTS DE GAINS POUR LES SALARIÉS STABLES ET LES SALARIÉS MOBILES

	Emploi 1998		Emploi 2001	
	Stables	Mobiles	Stables	Mobiles
Décomposition des effets sur le salaire				
(I) Écart dans les attributs individuels :				
$\frac{1}{2} (\hat{\beta}_h + \hat{\beta}_f) (\bar{X}_h - \bar{X}_f)$	0,016068	0,07612	0,01988	0,03889
(II) Ecart de valorisation				
$\frac{1}{2} (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_f) (\bar{X}_h + \bar{X}_f)$	-0,03109	0,2329	0,06972	0,12601
Décomposition des termes correcteurs de la sélection				
(III) Ecart dans les attributs individuels expliquant la sélection*				
$\frac{1}{2} (\hat{\theta}_h + \hat{\theta}_f) (\bar{\lambda}_h - \bar{\lambda}_f)$	-0,007309	-0,021468	0,004534	-0,01411
(IV) Différence des effets des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'être sélectionné				
$\frac{1}{2} (\hat{\theta}_h + \hat{\theta}_f) (\bar{\lambda}_f - \bar{\lambda}_h)$	0,006399	0,00674	-0,003969	0,00443
(V) Différence de réponse salariale aux caractéristiques** explicatives de la sélection				
$\frac{1}{2} (\bar{\lambda}_h + \bar{\lambda}_f) (\hat{\theta}_h - \hat{\theta}_f)$	0,087413	-0,16422	0,034577	-0,017136
<i>Ecart total net de l'effet de sélection</i>				
$\hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_f \bar{X}_f$	-0,01503	0,3090	0,0896	0,164914
<i>Effet total de la sélection</i>				
$\hat{\theta}_h \bar{\lambda}_h - \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f$	0,089	-0,179	0,0351	-0,02682
<i>Ecart total intégrant l'effet de sélection</i>				
$(\hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_f \bar{X}_f) + (\hat{\theta}_h \bar{\lambda}_h - \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f)$	0,07147	0,130	0,1247	0,13801
<i>N_h</i>	3 686	4 508	3 686	4 508
<i>N_f</i>	3 198	3 401	3 198	3 401

* La sélection correspond à l'appartenance à la population des salariés stables (vs. mobiles).

** Caractéristiques observées et inobservées qui influencent la sélection et le salaire.

► *Note de lecture : voir Tableau 1, page 15.*

L'écart salarial en 1998 tenant compte de l'effet de la sélection est ainsi de 7,4 % à l'avantage des hommes parmi les stables et de 13,9 % parmi les mobiles¹¹. Ainsi, la prise en compte de l'effet de sélection accroît l'écart pour les stables et le réduit pour les mobiles. En effet, les femmes apparaissent plus sur-sélectionnées parmi les mobiles (relativement aux hommes) conduisant à une réduction de leur retard salarial, alors que parmi les stables, ce sont les hommes qui bénéficient d'une sur-sélection par rapport aux femmes.

Concernant la décomposition des effets sur le salaire 2001, les écarts de caractéristiques individuelles et d'emploi sont à l'avantage des hommes, pour les mobiles comme pour les stables. Quant à la différence de valorisation, elle est favorable aux hommes dans les deux sous-populations. L'ampleur de la valorisation différenciée des hommes et des femmes à caractéristiques égales explique ainsi plus de 75 % de l'écart salarial net de l'effet de la sélection, à la fois chez les individus restés stables et chez les salariés ayant changé d'établissement employeur.

La prise en compte de cette décomposition des termes de la sélection conduit à un accroissement de la différence de salaires entre hommes et femmes pour les stables et à un tassement de cette différence pour les mobiles. Chez les stables (voir Tableau 3 colonne 4), l'effet de sélection porte essentiellement en 2001 comme en 1998 sur la valorisation différenciée des caractéristiques observées et inobservées contribuant à définir leur parcours professionnel depuis 1998 et leur niveau de salaire en 2001 (terme V). Pour les mobiles, l'effet de sélection est alimenté à la fois par le terme (V) et le terme de différentiel des caractéristiques expliquant la sélection (terme III).

Au total, en 2001, les femmes sont toujours plus pénalisées parmi les mobiles que parmi les stables : 13,3 % à l'avantage des hommes parmi les stables contre 14,8 % parmi les mobiles. Cependant, entre 1998 et 2001, l'écart de rémunération entre hommes et femmes a davantage progressé chez les stables que chez les mobiles.

Finalement, les femmes stables sont moins pénalisées que les femmes en mobilité relativement aux hommes dans le même de trajectoire. Cependant, le handicap salarial qu'elles subissent s'accroît pour celles qui sont stables alors qu'il reste inchangé pour les femmes mobiles entre 1998 et 2001. Enfin, sur la base des écarts net de l'effet de sélection à ces deux dates, on constate que la composante injustifiée pèse pour environ 75 % de l'écart de salaire entre hommes et femmes.

Jusqu'ici, il a été implicitement supposé que la population des salariés mobiles était aussi homogène que celle des stables. Or, environ quatre changements d'employeur sur dix relèvent d'un choix délibéré du salarié (démissions), les autres cas renvoyant plutôt à des mobilités présumées subies (fins de contrat, licenciements)¹². Par conséquent, il convient de distinguer entre ces deux types de mobilité dans la mesure où les individus concernés diffèrent probablement et où ces types de mobilité influent sur les espérances individuelles de gains.

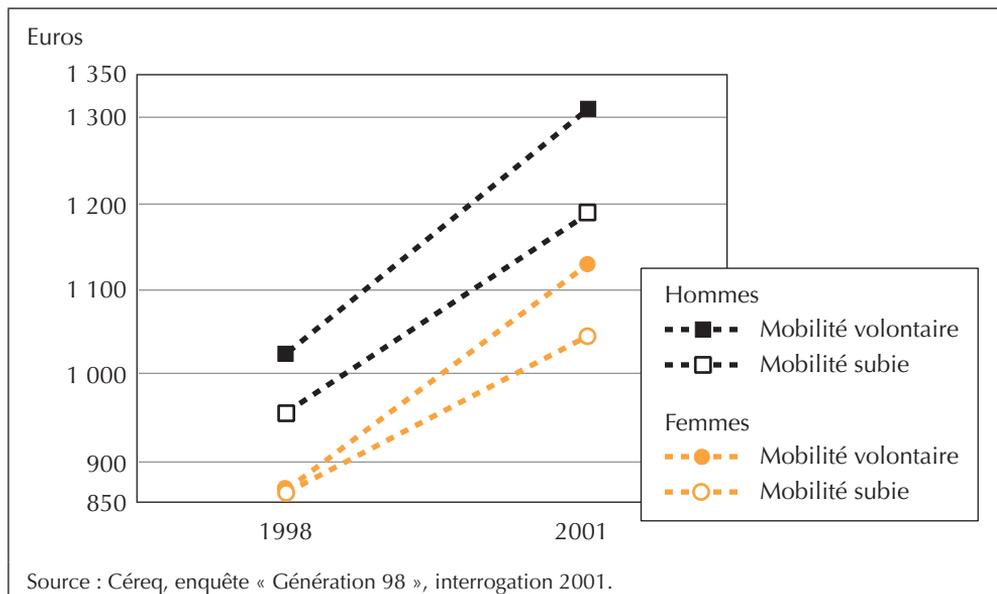
¹¹ Ces écarts estimés sont en fait très proches des différences observées de salaire.

¹² Même si ces mobilités sont subies à des degrés divers puisqu'une partie des départs suite à une fin de contrat découle d'un refus de l'intéressé à accepter de renouveler le contrat.

4.3. Progressions salariales différenciées entre mobilité volontaire et mobilité subie

On s'intéresse ici aux évolutions de salaires pour les individus mobiles entre 1998 et 2001 en comparant hommes et femmes selon que leur mobilité est plutôt choisie ou davantage subie. On distingue également les rémunérations estimées qui intègrent la correction des effets de sélection (voir Graphique 3) et les gains obtenus en l'absence d'effet de sélection (autrement dit si la sélection des populations était aléatoire, voir Graphique 4).

Graphique 3
SALAIRES ESTIMÉS EN 1998 ET 2001 AUX CARACTÉRISTIQUES MOYENNES
DE CHAQUE SOUS-POPULATION



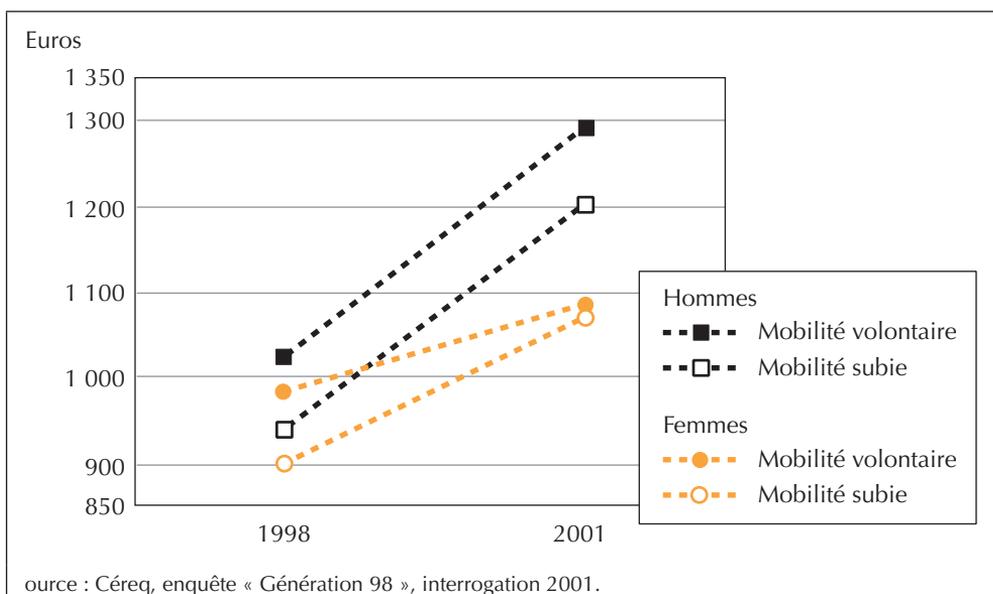
Au regard des situations salariales observées (voir Graphique 3), à type de mobilité égale et dans tous les cas, les hommes ont des niveaux de rémunération en 1998 supérieurs à ceux des femmes. Leur avantage salarial se renforce en 2001. Pour les deux sexes, les augmentations de salaires sur trois ans sont plus élevées pour les mobilités faisant suite à une démission que pour celles subies. Ce résultat est cohérent avec l'idée que la mobilité subie, en tant que telle ou parce qu'elle concerne des individus plus fragile au regard de leur employabilité, est moins favorable à une amélioration notable des situations salariales. Par ailleurs, le niveau de salaire initial est quasi identique pour les femmes quel que soit le type de mobilité, ce qui n'est pas le cas chez les hommes. Ces types de mobilité semblent donc toucher des populations plus différenciées en matière de rémunération et sans doute de qualification parmi les hommes que parmi les femmes. A même mobilité, les progressions de gains sont moindres dans la population féminine que dans la population masculine, conduisant finalement à une plus grande disparité de salaires selon le sexe en 2001.

Raisonnons à présent sur les situations salariales qui seraient observées si la sélection mobilité volontaire *versus* mobilité subie était aléatoire (voir Graphique 4). Les femmes

en mobilité volontaire ont des salaires initiaux supérieurs à ceux des hommes et des femmes en mobilité subie mais elles sont les plus fortement pénalisées en termes de progression de gains de 1998 à 2001. Finalement, après trois ans de vie active, elles obtiendraient des gains très proches de ceux de leurs consœurs en mobilité subie. Pour les hommes, les progressions de salaires seraient de même ampleur quel que soit le type de mobilité.

Graphique 4

SALAIRES ESTIMÉS EN 1998 ET 2001 AUX CARACTÉRISTIQUES MOYENNES
DE L'ENSEMBLE DES HOMMES ET DE L'ENSEMBLE DES FEMMES



Par comparaison avec le précédent graphique, ces résultats suggèrent que le type de mobilité n'affecte pas aléatoirement les individus. Ainsi, cette comparaison permet de rendre compte d'une part des caractéristiques spécifiques des femmes en mobilité volontaire et d'autre part de l'importance de l'effet de sélection pour cette sous-population.

Au total, au regard des situations observées, les progressions de salaire suite à une démission sont supérieures à celles postérieures à une mobilité contrainte. Notons en outre qu'à type de mobilité donné, les rémunérations masculines augmentent davantage que les rémunérations féminines sur la période.

Les différentiels de gains entre hommes et femmes ayant été appréciés, l'analyse est maintenant portée sur leur origine.

4.4. Décomposition des écarts de gains entre mobilité volontaire et subie

Concernant les salariés dont la mobilité est volontaire entre 1998 et 2001, l'écart de gains entre hommes et femmes, net des effets de sélection, passe de 10,8 % au niveau du salaire d'embauche à 19 % à la fin de la période d'observation (Tableau 4). Il en va de même pour les salariés dont la mobilité est subie : sur les trois premières années de vie

active, les écarts de salaire entre hommes et femmes s'accroissent de 5,4 % à l'embauche en 1998 à 11,9 % en 2001. Si les différentiels de gains augmentent quel que soit le type de mobilité, l'écart est toujours plus important parmi les mobiles volontaires.

En 1998, la différence de gains entre hommes et femmes relève totalement de l'écart de caractéristiques individuelles et d'emploi (terme I) – la composante relevant de l'écart de valorisation étant négative. Trois ans plus tard, c'est le différentiel de traitement salarial à l'avantage des hommes qui alimente presque en totalité l'écart de salaire net des effets de sélection tant pour les mobiles volontaires (69 %) que pour les actifs en mobilité subie (80 %).

Les écarts de gains dont on vient de discuter auraient été ceux observés si la sélection des différentes populations avait été aléatoire. Compte tenu de l'existence d'effets de sélection significatifs, les écarts de gains estimés intégrant ces effets augmentent en 1998 à la fois pour les mobiles volontaires et pour ceux en mobilité subie. Autrement dit, les effets de sélection avantagent plus les hommes que les femmes, au sens où les employeurs réservent aux premiers une meilleure reconnaissance salariale à leurs caractéristiques explicatives de la mobilité. Concernant les effets des sélections sur les gains en 2001, il apparaît que les employeurs rémunèrent plus les caractéristiques qui expliquent la mobilité volontaire pour les femmes que pour les hommes. En revanche, pour les mobiles involontaires, la sélection est toujours à l'avantage des hommes. Au total en 2001, l'écart de salaires s'est accru pour les mobiles contraints et s'est réduit pour les mobiles volontaires lorsqu'on intègre les effets de sélection. Il en résulte que le handicap salarial dont les femmes font l'objet est d'ampleur plus comparable entre les deux types de mobilité en 2001 qu'en 1998 (en cohérence avec le rapprochement constaté en fin de période entre l'écart pour les stables et l'écart pour les mobiles dans le Tableau 3).

Au total, en 1998 et en 2001, les femmes en mobilité volontaire sont plus pénalisées relativement aux hommes que celles en mobilité subie. Ce constat est sans doute lié au fait que la mobilité subie est encadrée par des dispositifs institutionnels de fin de contrat ou de licenciement qui s'appliquent de manière identiques aux hommes et aux femmes, conduisant à une plus forte homogénéité de leur destin salarial que pour les actifs en démission.

Par ailleurs, compte tenu que l'écart de gains est maximal pour les mobiles volontaires en 1998 et que cet écart pour les salariés stables n'est que d'environ 7 % à cette date, on peut en conclure que les femmes en mobilité volontaire sont moins réactives que les hommes au niveau de salaire d'embauche. En d'autres termes, ce n'est qu'à de faibles niveaux de salaire en relatif par rapport à leurs homologues stables qu'elles consentent à démissionner (voir aussi Graphiques 1 et 3).

Dès l'embauche, les femmes accusent un retard salarial d'environ 10 % pour l'ensemble des salariés qui travaillent sur toute la période d'observation dans le secteur privé. Cet écart est plus faible pour les femmes stables relativement à leur homologues masculins (7,4 %) et plus important pour celles qui changent d'employeur au cours des trois ans (presque 14 %). Les femmes sont plus pénalisées parmi les actifs en mobilité volontaire que parmi les actifs en mobilité subie.

Au terme de trois années de vie active, les écarts de gains subsistent et s'amplifient, en particulier parmi les actifs stables (de 7,4 % à 13,3 %) et à un degré moindre pour les actifs en mobilité. Pour la population du secteur privé dans son ensemble, cet écart atteint 13,3 %.

Tableau 4

DÉCOMPOSITION DES ÉCARTS DE GAINS SELON LE TYPE DE MOBILITÉ

	Emploi 1998		Emploi 2001	
	Mobilité volontaire	Mobilité subie	Mobilité volontaire	Mobilité subie
Décomposition des effets sur le salaire				
(I) Écart dans les attributs individuels :				
$\frac{1}{2} (\hat{\beta}_h + \hat{\beta}_f) (\bar{X}_h - \bar{X}_f)$	0,11587	0,06545	0,0539	0,02249
(II) Ecart de valorisation				
$\frac{1}{2} (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_f) (\bar{X}_h + \bar{X}_f)$	-0,01357	-0,013188	0,1210	0,08975
Décomposition des termes correcteurs de la sélection :				
(III) Ecart dans les attributs individuels expliquant la sélection*				
$\frac{1}{2} (\hat{\theta}_h + \hat{\theta}_f) (\bar{\lambda}_h - \bar{\lambda}_f)$	-0,00512	-0,000205	-0,001219	-0,0014
(IV) Différence des effets des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'être sélectionné				
$\frac{1}{2} (\hat{\theta}_h + \hat{\theta}_f) (\bar{\lambda}_f^\circ - \bar{\lambda}_h)$	0,004335	0,000379	0,001032	0,00259
(V) Différence de réponse salariale aux caractéristiques** explicatives de la sélection				
$\frac{1}{2} (\bar{\lambda}_h + \bar{\lambda}_f) (\hat{\theta}_h - \hat{\theta}_f)$	0,06487	0,0504	-0,02877	0,015218
<i>Ecart total net de l'effet de sélection</i>				
$\hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_f \bar{X}_f$	0,1023	0,05226	0,1750	0,1122
<i>Effet total de la sélection</i>				
$\hat{\theta}_h \bar{\lambda}_h - \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f$	0,0641	0,0506	-0,02896	0,0164
<i>Ecart total intégrant l'effet de sélection</i>				
$(\hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_f \bar{X}_f) + (\hat{\theta}_h \bar{\lambda}_h - \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f)$	0,1664	0,103	0,146	0,129
dont non justifiée :	31 %	36 %	63 %	81 %
N_h	1 917	2 591	1 917	2 591
N_f	1 357	2 044	1 357	2 044

* La sélection correspond à l'appartenance à la population des salariés en mobilité contrainte (vs. mobilité choisie).

** Caractéristiques observées et inobservées qui influencent la sélection et le salaire.

► *Note de lecture : voir Tableau 1, page 15.*

5 | Synthèse des résultats

L'analyse des écarts de salaire entre hommes et femmes entre le premier emploi occupé immédiatement après la sortie du système éducatif, en 1998, et celui détenu trois ans plus tard, en 2001, aboutit à plusieurs enseignements.

En termes de différence de salaire par rapport aux hommes, la trajectoire de stabilité apparaît nettement comme la plus fructueuse pour les femmes *ex-ante*, c'est-à-dire sur la seule base du salaire en 1998 et sans que la mobilité versus stabilité ne soit encore réalisée. Elle le demeure *ex-post*, sur la base du niveau de salaire en 2001 et une fois la mobilité versus stabilité observée. Toutefois, la progression de salaire des femmes plus proche de celle des hommes parmi les mobiles, aboutit à une homogénéisation des écarts salariaux constatés en fin de période entre mobiles et stables.

Ensuite, la décomposition des écarts de gains en fonction de leur origine (caractéristiques individuelles et d'emploi ou valorisation de celles-ci) montre que les caractéristiques productives retenues dans les équations de salaire sont toujours à l'avantage des hommes en 1998 comme en 2001, et ne contribuent de manière importante à la différence de gains que pour le salaire à l'embauche.

Entre 1998 et 2001 et d'une manière générale, l'écart de gains est essentiellement alimenté par l'accroissement de la part non justifiée de la rémunération, effet lié en partie au rattrapage des femmes en termes de caractéristiques d'emploi sur les trois ans (rattrapage qui est général à l'exception des actifs stables sur la période). Ce constat invalide l'hypothèse avancée en introduction d'une discrimination statistique à l'embauche qui se résorberait avec l'expérience professionnelle. En d'autres termes, si les informations sur les capacités productives des individus sont révélées avec l'expérience accumulée dans l'emploi, ce constat indique que ces informations ne modifient pas la fixation des rémunérations entre hommes et femmes ou que leur prise en compte est masquée par d'autres mécanismes qui entretiennent voire amplifient la discrimination dont font l'objet les femmes dans leur rémunération.

Au regard du traitement salarial des caractéristiques observées et inobservées expliquant la sélection, on remarque que son impact dans l'explication de la disparité de salaires entre hommes et femmes diminue de 1998 à 2001 et ce, pour les différentes populations considérées. Cette observation s'accorde avec l'hypothèse que les caractéristiques productives des individus se révélant avec l'expérience professionnelle, les employeurs font moins le lien qu'à l'embauche entre celles contribuant à expliquer leur sélection (emploi vs. chômage, stabilité vs. mobilité...) et le niveau de leur salaire en 2001. En revanche, en 1998, leur niveau de salaire d'embauche semble davantage corrélé avec les caractéristiques individuelles expliquant la sélection.

En 1998 comme en 2001, la sélection des individus mobiles réduit les écarts de salaire pour cette population alors que les effets de sélection de la population des stables contribuent à accroître les différences de rémunération entre hommes et femmes. Chez ces derniers, le traitement salarial de la sélection conduit ainsi 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 à la baisse de cet écart. Ceci suggère que la reconnaissance salariale des caractéristiques observées et inobservées des femmes

mobiles est en moyenne supérieure à celle affectant les hommes mobiles. L'inverse opèrerait chez les stables.

Au sein de la population en mobilité, le retard salarial des femmes après trois années de vie active s'amplifie pour celles en mobilité subie et s'atténue pour celles en mobilité volontaire. Malgré cela, l'écart est toujours plus défavorable parmi ces dernières. En outre, la part non justifiée des écarts de gains s'accroît fortement sur la période pour atteindre 63 % pour les actifs en mobilité volontaire et plus de 80 % pour les actifs en mobilité subie. Cette progression suggère comme précédemment la persistance voir l'accentuation de phénomènes discriminatoires en cours d'emploi.

Cependant, il convient d'être très prudent dans l'examen de ces chiffres et d'avancer quelques limites à ces interprétations. Le constat général d'une élévation de la partie injustifiée des écarts de gains sur les différentes populations analysées au cours des trois ans peut tout aussi bien résulter d'une plus grande faiblesse des caractéristiques productives retenues pour l'examen des salaires en 2001 que pour 1998. Plus précisément, même si l'on introduit quelques indicateurs qualitatifs sur les parcours des individus dans les estimations sur 2001 (nombre de mois passés au chômage, en inactivité, nombre de séquences d'emploi...), ceux-ci sont certainement insuffisants pour rendre compte des expériences professionnelles des individus. Il se peut que des caractéristiques majeures au regard de la formation des rémunérations nous fassent défaut au contraire de la situation de 1998 où les débutants n'ont quasiment aucune expérience préalable.

Plus largement, la mesure de la discrimination purement salariale fondée sur la partie injustifiée des écarts de gains est déconnectée des pratiques des employeurs inconnues dans l'enquête. On omet ainsi dans la partie relative à la valorisation salariale, des caractéristiques d'emploi inobservées dont l'influence en termes de productivité est évidente (grade, niveau de responsabilité...) et des préférences individuelles qui peuvent expliquer une part des écarts constatés.

En outre, on peut raisonnablement supposer que le paramètre rémunération n'a pas le même poids pour les hommes et les femmes comparé à d'autres attributs de l'emploi tels que l'autonomie, la dimension relationnelle du poste... compte tenu des différents rapports sociaux dans lesquels s'inscrivent hommes et femmes (Daune-Richard, 1998). Ces derniers facteurs étant inobservés, on peut penser qu'une partie de la mesure de la discrimination salariale ressort de préférences individuelles des femmes comparées à celles de hommes pour des fonctions et des paramètres afférents qui sont moins reconnus salarialement. Or, du fait de la concentration des femmes dans ces fonctions ou dans les professions qui rassemblent ces attributs, et de la corrélation négative de cette répartition – corrélation du coup plus accentuée chez les femmes – avec le coefficient salarial de variables agrégées qui les recouvrent, comme l'appartenance à une profession intermédiaire par exemple, une partie de la discrimination salariale mesurée est certainement due à des qualités d'emplois omises dans les calculs car inconnues et issues des préférences féminines à leur égard.

En aucune manière, les résultats présentés n'autorisent donc à imputer seulement aux employeurs et aux conditions offertes sur le marché du travail, la responsabilité des écarts non justifiés de gains constatés.

Un dernier enseignement de cette étude concerne l'avantage salarial comparatif entre stabilité et mobilité en considérant hommes et femmes séparément. En 1998, les hommes stables ont des rémunérations en moyenne supérieures de plus de 8 % à celles des hom-

mes qui seront mobiles, écart qui s'élève à 14 % chez les femmes. Ces écarts en faveur du parcours de stabilité sont conservés en 2001 tout en étant de moindre ampleur (3 % chez les hommes et 5,7 % chez les femmes). Consécutivement, l'expérience professionnelle acquise en mobilité entre 1998 et 2001 semble mieux rémunérée que l'ancienneté dans l'entreprise puisque l'écart de salaire entre stables et mobiles s'est réduit.

Sur la base des estimations nettes des effets de sélection et au regard de l'ensemble de la population des femmes, on montre que celles-ci auraient en moyenne plutôt intérêt à être stables du point de vue de leur salaire à l'embauche comme de leur salaire trois ans plus tard. Pour la population des hommes dans leur ensemble, à leurs caractéristiques moyennes et du point de vue du salaire à l'embauche, la meilleure trajectoire consiste à changer d'employeur, ce qui n'est plus le cas en 2001. Cette situation en 1998 s'expliquerait par le fait que ceux qui seront mobiles par la suite sont mieux rémunérés que s'ils restaient chez le même employeur tout au long des trois ans d'observation. Tout se passe comme si leur prime à l'embauche par rapport aux futurs stables n'était pas suffisante pour prévenir la mobilité volontaire ou constituait un argument pour précipiter leur départ dans le cas de la mobilité subie.

▶ Références bibliographiques

- 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., 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.
- 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.
- Cotton J. (1988), « On the decompositions of wage differentials », *Review of Economics and Statistics*, vol. 70(2), pp. 236-243.
- Daune-Richard A.-M. (1998), « Qualification et représentation sociale », in Maruani M. (dir.), *Les nouvelles frontières de l'inégalité. hommes et femmes sur le marché du travail*, Mage, La Découverte.
- Di Paola V., Moullet S. (2003), « Le rôle de l'emploi public dans l'insertion des jeunes », article soumis à *Economie et Statistique*.
- 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. (2002), « Mobilités et construction des compétences individuelles : exploration méthodologique et essai de repérage statistique », Rapport Final pour le Commissariat général du Plan, en réponse à l'appel à études coordonnées, *Les mobilités professionnelles, entreprises, marché du travail et transformation des mobilités* de septembre 2000.
- 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 de Cellule de veille et d'animation scientifique du 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.
- Havet N., Sofer C. (2002), « Les nouvelles théories économiques de la discrimination », *Travail, Genre et Société*, 7, pp. 83-115.
- Havet N., Lacroix G. (2002), « Une modélisation des débuts de carrière et des écarts salariaux hommes-femmes », communication aux 19^e Journées de microéconomie appliquée, Rennes, 6-7 juin 2002.

- 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.
- Le Minez S., Roux S. (2002), « Les différences de carrières salariales à partir du premier emploi », *Economie et Statistique*, 351, pp. 31-63.
- Le Minez S., Roux S., Zamora P. (2002), « Le premier emploi durable : un impact persistant sur la carrière salariale », in *Données sociales. La société française 2002-2003*, INSEE.
- Lazear E.-P. (1981), « Agency, earnings profiles, productivity and hours restrictions », *American Economic Review*, 71, pp. 606-620.
- 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.
- Meng X., 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., Ponthieux S. (1999), « Les inégalités salariales entre hommes et femmes dans les années 90 », *Document d'études de la DARES*, n° 28, juin.
- Meurs D., Ponthieux S. (2000), « Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes », *Economie et statistique*, 337-338, pp. 135-152.
- 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 (Center for Economic and Policy Research) discussion paper series*, n° 1915.
- 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.
- Plassard J.-M. (1987), *Discrimination sur le marché du travail et information imparfaite*, Editions du CNRS, Paris.
- Reimers C. (1983), « Labor market discrimination against hispanic and black men », *Review of Economics and Statistics*, 65(4), pp. 570-579.
- Salop S.-C., Salop J. (1976), « Self-selection and turnover in the labor market », *Quarterly Journal of Economics*, 91, pp. 619-628.
- Silvera R. (1996), *Le salaire des femmes : toutes choses inégales par ailleurs... Les discriminations salariales en France et à l'étranger*, La Documentation française, Paris.
- 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*, 92/93, pp. 77-85.

Estimations des équations de sélection et des équations de gains pour les « mobiles » et les « stables »

Ces tableaux présentent les vecteurs de paramètres et les vecteurs de valeurs moyennes des variables prises en compte dans les équations de sélection et de salaire et nécessaires aux calculs de décomposition des écarts salariaux présentés dans le tableau 3.

Tableau A

MODÈLE *PROBIT*, PROBABILITÉ D'ÊTRE STABLE ENTRE L'EMPLOI DE 1998 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 formation initiale	-0,2145	0,346	0,0041
Stage en cours de formation initiale	-0,0717	0,037	0,539
Né à l'étranger	-0,0717	0,333	0,0414
Région de résidence en fin de formation initiale (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, 2 ^{de} , 1 ^e	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
2 ^d cycle LSH, Gestion	-0,1806	0,097	0,037
2 ^d cycle Math, Sciences, Techniques	-0,0332	0,818	0,016
3 ^e cycle LSH, Gestion	-0,1883	0,118	0,032
Ecole de commerce	-0,3291	0,024	0,016
3 ^e cycle Math, Sciences, Techniques	-0,2810	0,025	0,035
Ecole d'ingénieur	-0,235	0,0723	0,030
Taille de l'entreprise de 98 (réf. : moins 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

Tableau A (suite)

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Temps de travail à l'embauche 98 (réf. : temps plein)			
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
Statut à l'embauche (réf. : CDI)			
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
Secteurs d'activité (réf. : commerce)			
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
PSC à l'embauche 98 (réf. : ouvrier non qualifié)			
Professions libérales et professeurs	0,741	0,000	0,016
Cadres administratifs ou commerciaux d'entreprise	0,4560	0,000	0,026
Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	0,3669	0,000	0,077
Professions intermédiaires de la santé	0,2797	0,050	0,025
Professions intermédiaires administratives	0,4309	0,004	0,011
Professions intermédiaires administratives ou commerciales d'entreprise	-0,0441	0,574	0,064
Technicien et contremaître	0,2305	0,000	0,093
Employés d'administration	-0,0078	0,950	0,020
Employés administratifs d'entreprise	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 B

**MODÈLE *PROBIT* DE LA PROBABILITÉ D'ÊTRE STABLE DANS LE SECTEUR PRIVÉ ENTRE 1998 ET 2001
PAR RAPPORT À MOBILE POUR LES FEMMES**

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Constante	0,1436	0,4520	
Emploi en cours de formation initiale	-0,1385	0,4105	0,0097
Stage en cours de formation initiale	-0,2047	0,0000	0,6843
Né à l'étranger	0,2428	0,0124	0,0286
Région de résidence en fin de formation initiale (réf. : Paris)			
Ile-de-France	-0,0803	0,3336	0,1049
Province	0,0512	0,5182	0,8780
Diplôme (réf. : non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2 ^{de} , 1 ^e	-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
2 ^d cycle LSH, Gestion	-0,4888	0,0000	0,1012
2 ^d cycle Math, Sciences, Techniques	-0,5305	0,0031	0,0129
3 ^e cycle LSH, Gestion	-0,4268	0,0016	0,0671
Ecole de commerce	-0,5163	0,0018	0,0192
3 ^e cycle Math, Sciences, Techniques	-0,5529	0,0011	0,0211
Ecole d'ingénieur	-0,6963	0,0005	0,0121
Taille de l'entreprise au premier emploi (réf. : moins de 10 salariés)			
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
Temps de travail (réf. : temps plein)			
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
Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. : CDI)			
CDD, saisonnier	-0,3953	0,0000	0,4460
Contrats aidés ou apprentis	-0,4870	0,0000	0,0755
Intérim	-0,8515	0,0000	0,0785
Sans contrat, autre	-1,0339	0,0000	0,0111

Tableau B (suite)

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Secteur d'activité (réf. : commerce)			
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
PCS à l'embauche (réf. : ouvrier non qualifié)			
Professions libérales, professeurs	0,8488	0,0000	0,0364
Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise	0,7676	0,0000	0,0314
Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	0,6914	0,0000	0,0318
Professions intermédiaires de la santé	0,4238	0,0000	0,1306
Professions intermédiaires administratives	0,5292	0,0002	0,0168
Professions intermédiaires administratives ou 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	6 599		

Tableau C

ÉQUATION DE SALAIRE EN 1998 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, 2 ^{de} , 1 ^e	-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
2 ^d cycle LSH, Gestion	0,0754	0,0144	0,0393
2 ^d cycle Math, Sciences, Techniques	0,1587	0,0000	0,0179
3 ^e cycle LSH, Gestion	0,1812	0,0000	0,0421
Ecole de commerce	0,2549	0,0000	0,0168
3 ^e cycle Math, Sciences, Techniques	0,2609	0,0000	0,0453
Ecole d'ingénieur	0,2419	0,0000	0,0372
Nombre de mois en formation initiale en 98	0,0010	0,6501	6,6155
Emploi en cours de formation initiale	-0,0969	0,1180	0,0043
Stage en cours de formation initiale	-0,0062	0,5212	0,5073
Taille de l'entreprise au premier emploi (réf. : moins de 10 salariés)			
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 ou 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

Tableau C (suite)

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Secteur d'activité (réf. : commerce)			
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 (réf. : ouvrier non qualifié)			
Professions libérales, professeurs	0,3462	0,0000	0,0233
Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise	0,3824	0,0000	0,0369
Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	0,3173	0,0000	0,1012
Professions intermédiaires de la santé	0,1051	0,0046	0,0350
Professions intermédiaires administratives	0,1836	0,0000	0,0136
Professions intermédiaires administratives 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	3 686		

Tableau D

ÉQUATION DE SALAIRE EN 1998 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, 2 ^{de} , 1 ^e	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
2 ^d cycle LSH, Gestion	0,1456	0,0071	0,0969
2 ^d cycle Math, Sciences, Techniques	0,0980	0,1587	0,0113
3 ^e cycle LSH, Gestion	0,2987	0,0000	0,0835
Ecole de commerce	0,2681	0,0000	0,0219
3 ^e cycle Math, Sciences, Techniques	0,2710	0,0000	0,0250
Ecole d'ingénieur	0,2942	0,0002	0,0128
Nombre de mois en formation initiale en 98	0,0017	0,4448	6,8602
Emploi en cours de formation initiale	-0,1278	0,0174	0,0078
Stage en cours de formation initiale	-0,0022	0,9082	0,6542
Taille de l'entreprise au premier emploi (réf. : moins de 10 salariés)			
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 ou 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

Tableau D (suite)

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Secteur d'activité (réf. : commerce)			
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 (réf. : ouvrier non qualifié)			
Professions libérales, professeurs	0,2538	0,0006	0,0507
Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise	0,2521	0,0002	0,0428
Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	0,3006	0,0000	0,0403
Professions intermédiaires de la santé	0,0613	0,1608	0,1670
Professions intermédiaires administratives	0,0907	0,1313	0,0197
Professions intermédiaires administratives 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	3 198		

Tableau E

ÉQUATION DE SALAIRE EN 1998 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, 2 ^{de} , 1 ^{re}	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
2 ^d cycle LSH, Gestion	0,1389	0,0000	0,0364
2 ^d cycle Math, Sciences, Techniques	0,0652	0,0440	0,0149
3 ^e cycle LSH, Gestion	0,1979	0,0000	0,0255
Ecole de commerce	0,2032	0,0000	0,0153
3 ^e cycle Math, Sciences, Techniques	0,2047	0,0000	0,0277
Ecole d'ingénieur	0,2230	0,0000	0,0251
Nombre de mois en formation initiale en 98	0,0027	0,1784	6.4727152
Emploi en cours de formation initiale	-0,0508	0,3389	0,0040
Stage en cours de formation initiale	0,0127	0,1066	0,5652
Taille de l'entreprise au premier emploi (réf. : moins de 10 salariés)			
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 ou 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

Tableau E (suite)

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Secteur d'activité (réf. : commerce)			
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 (réf. : ouvrier non qualifié)			
Professions libérales, professeurs	0,3152	0,0000	0,0102
Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise	0,3428	0,0000	0,0186
Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	0,3582	0,0000	0,0590
Professions intermédiaires de la santé	-0,0254	0,4935	0,0182
Professions intermédiaires administratives	0,0520	0,1656	0,0093
Professions intermédiaires administratives 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 F

ÉQUATION DE SALAIRE EN 1998 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, 2 ^{de} , 1 ^{re}	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 de 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
2 ^d cycle LSH, Gestion	0,2301	0,0000	0,1053
2 ^d cycle Math, Sciences, Techniques	0,2218	0,0002	0,0144
3 ^e cycle LSH, gestion	0,3347	0,0000	0,0517
Ecole de commerce	0,4047	0,0000	0,0168
3 ^e cycle Math, Sciences, Techniques	0,3622	0,0000	0,0173
Ecole d'ingénieur	0,4340	0,0000	0,0115
Nombre de mois en formation initiale en 98	-0,0009	0,7156	6,5845
Emploi en cours de formation initiale	-0,0721	0,0887	0,0115
Stage en cours de formation initiale	0,0353	0,0510	0,7127
Taille de l'entreprise au premier emploi (réf. : moins de 10 salariés)			
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 ou 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

Tableau F (suite)

Variables	Coefficient	P-value	Moyenne
Secteur d'activité (réf. : commerce)			
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 (réf. : ouvrier non qualifié)			
Professions Libérales, professeurs	0,1745	0,0170	0,0229
Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise	0,1902	0,0054	0,0206
Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	0,3001	0,0000	0,0238
Professions intermédiaires de la santé	0,0279	0,5036	0,0964
Professions intermédiaires administratives	-0,0488	0,3840	0,0141
Professions intermédiaires administratives 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 G

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, 2 ^{de} , 1 ^{re}	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
2 ^d cycle LSH, Gestion	0,2219	0,000	0,0393
2 ^d cycle Math, Sciences, Techniques	0,2786	0,000	0,0179
3 ^e cycle LSH, Gestion	0,3581	0,000	0,0421
Ecole de commerce	0,4654	0,000	0,0168
3e cycle Math, Sciences, Techniques	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 premier emploi (réf. : moins de 10 salariés)			
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 formation continue à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	0,0144	0,125	0,2320
Non réponse	0,0112	0,607	0,0369
Temps de travail à l'enquête (réf. : temps plein)			
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
Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. : CDI)			
CDD, saisonnier	-0,1087	0,000	0,0505
Contrats aidés ou apprentis	-0,2913	0,000	0,0193
Intérim	0,0109	0,670	0,0293
Sans contrat, autre	-0,0519	0,336	0,0052
Salariés sous vos ordres (réf. : aucun)			
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

Tableau G (suite)

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
PCS à l'embauche (réf. : ouvrier non qualifié)			
Professions libérales, professeurs	0,2892	0,000	0,0241
Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise	0,3415	0,000	0,0494
Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	0,3371	0,000	0,1118
Professions intermédiaires de la santé	0,0729	0,023	0,0361
Professions intermédiaires administratives	0,1806	0,000	0,0138
Professions intermédiaires administratives 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 H

ÉQUATION DE SALAIRE EN 2001 CORRIGÉE DE LA SÉLECTION POUR LES FEMMES STABLES

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
Constante	8,9144	0,000	
Région de l'emploi (réf. : Paris)			
Ile-de-France	-0,0335	0,107	0,0972
Province	-0,1612	0,000	0,8265
Diplôme (réf. : non qualifié)			
CAP-BEP non diplômé, 2 ^{de} , 1 ^{re}	-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 de 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
2 ^d cycle LSH, Gestion	0,2257	0,000	0,0969
2 ^d cycle Math, Sciences, Techniques	0,2307	0,000	0,0113
3 ^e cycle LSH, Gestion	0,3366	0,000	0,0835
Ecole de commerce	0,3403	0,000	0,0219
3 ^e cycle Math, Sciences, Techniques	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 premier emploi (réf. : moins de 10 salariés)			
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 formation continue à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	-0,0057	0,601	0,2004
Non réponse	-0,0032	0,895	0,0378
Temps de travail à l'enquête (réf. : temps plein)			
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
Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. : CDI)			
CDD, saisonnier	-0,0733	0,000	0,0894
Contrats aidés ou apprentis	-0,2159	0,000	0,0378
Intérim	0,0178	0,648	0,0134
Sans contrat, autre	-0,0154	0,849	0,0028
Salariés sous vos ordres (réf. : aucun)			
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

Tableau H (suite)

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
PCS à l'embauche (réf. : ouvrier non qualifié)			
Professions libérales, professeurs	0,2437	0,000	0,0516
Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise	0,2954	0,000	0,0560
Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	0,3076	0,000	0,0469
Professions intermédiaires de la santé	0,0562	0,038	0,1723
Professions intermédiaires administratives	0,0229	0,550	0,0210
Professions intermédiaires administratives 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 I

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, 2 ^{de} , 1 ^{re}	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 de 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
2 ^d cycle LSH, Gestion	0,2379	0,000	0,0364
2 ^d cycle Math, Sciences, Techniques	0,2414	0,000	0,0149
3 ^e cycle LSH, Gestion	0,4186	0,000	0,0255
Ecole de commerce	0,3758	0,000	0,0153
3 ^e cycle Math, Sciences, Techniques	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 premier emploi (réf. : moins de 10 salariés)			
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 formation continue à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	0,0419	0,000	0,2320
Non réponse	-0,1046	0,001	0,0402
Temps de travail à l'enquête (réf. : temps plein)			
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
Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. : CDI)			
CDD, saisonnier	-0,0677	0,000	0,1375
Contrats aidés ou 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

Tableau I (suite)

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
PCS à l'embauche (réf. : ouvrier non qualifié)			
Professions libérales, professeurs	0,1816	0,000	0,0120
Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise	0,3209	0,000	0,0384
Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	0,3395	0,000	0,0827
Professions intermédiaires de la santé	0,0413	0,245	0,0197
Professions intermédiaires administratives	-0,0739	0,036	0,0118
Professions intermédiaires administratives 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 J

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, 2 ^{de} , 1 ^{re}	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 de 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
2 ^d cycle LSH, gestion	0,2243	0,000	0,1053
2 ^d cycle Math, Sciences, Techniques	0,2471	0,000	0,0144
3 ^e cycle LSH, Gestion	0,3426	0,000	0,0517
Ecole de commerce	0,3891	0,000	0,0168
3 ^e cycle Math, Sciences, Techniques	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 premier emploi (réf. : moins de 10 salariés)			
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 formation continue à l'arrivée dans l'entreprise / pas suivi	0,0186	0,052	0,2261
Non réponse	-0,0981	0,000	0,0356
Temps de travail à l'enquête (réf. : temps plein)			
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
Statut du contrat d'emploi à l'enquête (réf. : CDI)			
CDD, saisonnier	-0,0875	0,000	0,2017
Contrats aidés ou 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

Tableau J (suite)

Variables	Paramètres	P-value	Moyenne
PCS à l'embauche (réf. : ouvrier non qualifié)			
Professions libérales, professeurs	0,1898	0,000	0,0285
Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise	0,3105	0,000	0,0506
Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	0,3432	0,000	0,0326
Professions intermédiaires de la santé	0,0505	0,043	0,0997
Professions intermédiaires administratives	-0,0009	0,979	0,0179
Professions intermédiaires administratives 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		

Les Notes du
Céreq

CENTRE D'ÉTUDES
ET DE RECHERCHES
SUR LES QUALIFICATIONS

www.cereq.fr

10, place de la Joliette,
BP 21321,
13567 Marseille cedex 02
Tél. 04 91 13 28 28
Fax 04 91 13 28 80

Imprimé par
Espace Imprimerie
Marseille

Dépôt légal
1^{er} trimestre 2004

ISBN : 2-11-094743-8
ISSN : 1764-4054

Prix : 10 €