

Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes

Dominique Meurs et Sophie Ponthieux*

Les différences de salaire entre hommes et femmes peuvent résulter de multiples facteurs. Tout d'abord, les emplois occupés n'ont pas les mêmes caractéristiques : les durées du travail féminines sont en moyenne plus courtes, principalement à cause du temps partiel (qui concerne environ un tiers des femmes contre à peine 5 % des hommes), certaines catégories d'emplois s'avèrent plutôt féminines comme celle des employés, d'autres plutôt masculines comme celles des cadres et des ouvriers, et les femmes sont plus souvent employées dans le secteur public que les hommes. Les différences entre les caractéristiques individuelles observables (éducation, expérience professionnelle, interruptions de carrière) contribuent également à l'inégalité des salaires. Enfin, les femmes peuvent subir une pénalisation salariale spécifique (ou discrimination salariale), qui se traduirait par une moindre valorisation de leurs caractéristiques productives par rapport aux hommes.

En 1997, pour l'ensemble des salariés (temps partiel inclus), l'écart salarial estimé est de 27 % en faveur des hommes. Les différences de durée hebdomadaire de travail jouent un rôle important, puisqu'elles expliquent les deux cinquièmes de cet écart ; les autres différences structurelles expliquent deux autres cinquièmes ; reste un cinquième « inexplicé ». Lorsqu'on restreint l'analyse aux seuls salariés à temps complet, l'écart salarial se réduit à 11 %, mais la part « expliquée » se réduit également, et n'est plus que de la moitié. Comme attendu, les différences de durée n'ont alors qu'un rôle amoindri (ne comptant que pour à peine un dixième de l'écart), la part des autres effets de structure restant inchangée de l'ordre de deux cinquièmes. Au total, parmi les salariés à temps complet, près de la moitié de l'écart salarial entre hommes et femmes peut s'interpréter en termes de discrimination salariale.

* Dominique Meurs appartient à l'ERMES (UPRESA 7017) Université de Paris II et Sophie Ponthieux à la division Conditions de vie des ménages de l'Insee.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les différences de salaire entre hommes et femmes font, de plus en plus, l'objet d'un suivi statistique régulier. Mais, au-delà du constat chiffré, il est nécessaire d'identifier les facteurs qui conduisent à cette inégalité. Pour cela, il est devenu courant de décomposer l'écart de salaire en une part provenant des différences de caractéristiques individuelles, ou « part expliquée », et une « part inexpliquée », qui résulte de différences dans le rendement de ces caractéristiques (Oaxaca, 1973 ; Blinder, 1973). On appelle alors « discrimination salariale » cette part de l'écart salarial moyen qui n'est pas attribuable aux différences observées entre les caractéristiques des hommes et des femmes. La validité de la décomposition dépend de la richesse des données et donc de la prise en compte du plus grand nombre possible de caractéristiques observables.

Trois types de difficultés

Dans l'analyse des écarts de salaire entre hommes et femmes, on rencontre surtout trois types de problèmes. Tout d'abord, les trajectoires des salariés après la fin des études initiales sont rarement connues avec précision. Cela conduit souvent à mesurer l'expérience professionnelle acquise après les études initiales par l'expérience potentielle, c'est-à-dire simplement le temps écoulé depuis la sortie du système éducatif. Or l'expérience potentielle est composite, puisque tout le temps écoulé depuis la fin des études n'a pas forcément été passé dans l'emploi. Les femmes ayant un risque plus élevé d'interruption dans leur carrière professionnelle que les hommes (Glaude et Lhéritier, 1995 ; Bayet, 1996 ; Albrecht *et al.*, 1998 ; Colin, 1999), cela peut conduire à surestimer leur expérience professionnelle, et par conséquent à en sous-estimer le rendement marginal. La source utilisée ici (l'enquête *Jeunes et carrières (EJC)*, enquête complémentaire à l'enquête *Emploi* de mars 1997) permet de préciser la composition de l'expérience potentielle, et donc d'améliorer la mesure de l'expérience professionnelle.

Un second type de difficultés vient de ce que les durées de travail sont inégales, en grande partie en raison du temps partiel, qui concerne majoritairement les femmes (1), mais aussi parce que l'horaire de travail à temps complet peut varier selon les emplois ou les secteurs d'activité. Comme le notent Fermanian et Lagarde (1999, p.100) « *les horaires sont fortement*

contraints par les pratiques liées à tel ou tel type de métier, et les salariés sont obligés de se conformer, au moins en partie, aux normes de leur emploi. Travailler 42 heures par semaine n'a pas ainsi la même signification pour un ouvrier et pour un cadre. ». Dans la mesure où l'on considère un ensemble de professions hétérogènes du point de vue de ces normes, le salaire horaire sera donc inadéquat pour analyser les inégalités de rémunération. Ce problème est d'autant plus important dans l'analyse des écarts de salaires entre hommes et femmes que certaines professions sont à dominante féminine et d'autres à dominante masculine.

Les femmes travaillant plus souvent à temps partiel d'une part, et ayant, à temps complet, des durées hebdomadaires de travail en moyenne inférieures à celles de hommes (Fermanian et Baesa, 1997), il est toutefois probable qu'une part des écarts de rémunération entre hommes et femmes provienne de ces différences de temps travaillé. Afin d'en tenir compte, les horaires de travail sont inclus ici parmi les variables explicatives des salaires mensuels. Ce choix permet de raisonner sur l'ensemble des salariés, y compris ceux à temps partiel, et de mettre en évidence la part des écarts de salaires imputable à des durées moyennes de travail plus longues pour les hommes que pour les femmes. Toutefois, les enseignants n'ont pas été retenus dans cette étude, en raison du problème particulier que pose la mesure de leur temps de travail (2).

Enfin, un dernier problème tient à la différence de probabilité d'accès à l'emploi entre les hommes et les femmes, cette différence étant particulièrement marquée pour l'emploi à temps complet. On propose donc également une estimation des composantes de l'écart salarial tenant compte de cette inégale probabilité.

Mesurer l'expérience professionnelle

L'expérience potentielle, mesurée par le nombre d'années écoulées entre la sortie du système éducatif et la date d'observa-

1. Près du tiers des femmes sont employées à temps partiel, alors que cette situation d'emploi reste marginale parmi les hommes (environ 5 %).

2. Cette difficulté est de deux ordres : d'une part, cette profession se signale par une forte variabilité infra annuelle des horaires hebdomadaires ; d'autre part, les réponses des enquêtés à la question des horaires semblent hétérogènes, certains se limitant apparemment aux horaires statutaires (nombre d'heures de cours dans la semaine), d'autres déclarant leurs horaires effectifs, y compris préparation des cours, corrections des devoirs, etc.

tion, prend en compte aussi bien des périodes d'emploi, que de chômage ou d'inactivité. Dans quelle mesure cela conduit-il à surestimer l'expérience professionnelle au sens strict ?

Les composantes de l'expérience potentielle : des périodes d'emploi mais aussi de chômage ou d'inactivité

Une première approche consiste à évaluer la proportion des salariés ayant connu depuis la sortie du système scolaire au moins un épisode de chômage ou une période d'inactivité afin de repérer si ces interruptions concernent une grande partie des salariés observés en mars 1997. Hommes et femmes ne se diffé-

rencient alors guère quant au risque de chômage, celui-ci ayant principalement touché la fraction la plus jeune de la main-d'œuvre (cf. tableau 1). Ainsi, environ 55 % des moins de 30 ans ont connu au moins une période de chômage depuis leur entrée sur le marché du travail, alors que cette proportion est de l'ordre de 40 % pour les plus de 30 ans, avec un pourcentage légèrement plus élevé pour les femmes que pour les hommes. En revanche, les proportions d'hommes et de femmes ayant connu au moins une période d'inactivité différent sensiblement, et plus particulièrement parmi les salariés d'au moins 30 ans, puisque plus d'un quart de la main-d'œuvre féminine de cette tranche d'âge a connu une interruption d'activité.

Tableau 1
Fréquence des épisodes de chômage et d'inactivité

	En %	
	Hommes	Femmes
Proportion de personnes ayant connu au moins une période de chômage		
Moins de 30 ans	54	56
30 ans et plus	40	45
Ensemble	44	48
Proportion de personnes ayant connu au moins une période d'inactivité		
Moins de 30 ans	2	8
30 ans et plus	4	28
Ensemble	3	22

Champ : salariés (hors enseignants) âgés de 45 ans au plus.
Source : EJC 1997, Insee.

À ces inégalités dans les occurrences s'ajoute une inégalité dans les durées des différentes situations. Le tableau 2 présente les durées correspondant à l'expérience potentielle puis à ses différentes composantes (cf. encadré 1). En moyenne, hommes et femmes ont des durées d'expérience potentielle sensiblement égales. Mais, comme attendu, mesurer l'expérience professionnelle par la durée écoulée entre la sortie du système scolaire et la date de l'enquête conduit à une surévaluation de cette expérience. Il est important de souligner que cette surestimation affecte également les hommes, moins touchés par l'inactivité, mais concernés par le chômage ou d'autres absences du marché du travail (service militaire ou

Tableau 2
Décomposition de l'expérience potentielle

	Ensemble		Moins de 30 ans		30 ans et plus	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Durées moyennes (en années)						
Expérience potentielle	14,9	14,9	6,0	5,8	18,2	18,5
Expérience effective	13,2	12,3	4,0	3,9	16,7	15,7
<i>dont ancienneté</i>	8,3	8,0	2,7	2,8	10,4	10,0
Chômage	0,6	0,8	0,7	0,8	0,6	0,8
Inactivité	0,1	1,2	0,0	0,2	0,1	1,6
Autres	1,0	0,6	1,3	0,9	0,9	0,5
Composition de l'expérience potentielle (%)						
Ancienneté	55,7	53,1	45,1	49,0	57,0	53,6
Autre expérience effective (1)	32,8	29,0	21,3	18,3	34,2	30,4
Chômage	4,1	5,4	11,1	13,5	3,2	4,3
Inactivité	0,5	8,2	0,5	3,6	0,5	8,8
Autres (1)	6,9	4,3	22,0	15,6	5,1	2,9
	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

1. L'expérience effective (cf. encadré 1) inclut l'ancienneté (nombre d'années passées dans l'établissement de l'emploi actuel). Les périodes « autres » correspondent au service national et aux reprises d'études.

Champ : salariés (hors enseignants) âgés de 45 ans au plus.
Source : EJC 1997, Insee.

reprises d'études). Le décalage entre les deux mesures de l'expérience est toutefois un peu plus marqué pour les femmes : d'une moyenne de 15 années, on passe à 12,3 années lorsqu'on additionne les périodes effectivement travaillées (respectivement de 14,9 à 13,2 pour les hommes). En proportion de l'expérience potentielle totale, l'expérience professionnelle effective représente, hors ancienneté, 32,8 % du total pour les hommes, 29 % pour les femmes. Notons que la part de l'ancienneté est plus élevée pour les femmes que les hommes parmi les moins de 30 ans.

Parmi les autres composantes, la principale différence entre hommes et femmes est la part du temps passé en inactivité : 0,5 % pour les premiers, 8,2 % pour les secondes. Lorsqu'on examine ces indicateurs selon l'âge (moins de 30 ans, 30 ans et plus), l'inactivité devient une composante importante des durées écoulées depuis la sortie du système scolaire pour la population la plus âgée, mais les périodes de chômage ou de reprise d'études représentent aussi une part non négligeable dans le temps non travaillé. Pour les plus jeunes, les périodes de reprise d'études et de chômage sont les plus importantes, l'inactivité au sens strict ne correspondant qu'à une part réduite de l'écart.

La valorisation de l'expérience professionnelle effective

De nombreux travaux (Wellington, 1993 ; Light et Ureta, 1995) montrent que l'expérience potentielle surestime davantage l'expérience professionnelle effective pour les femmes que pour les hommes, ce qui se traduit par une sous-évaluation de son rendement. Lorsque l'on raisonne sur l'expérience effective, ces auteurs trouvent que les différences de rendement entre hommes et femmes sont faibles, et que les deux populations diffèrent surtout par l'expérience accumulée. Pour vérifier cet effet sur l'échantillon, on estime, séparément pour chaque groupe, des équations de gains sur le salaire mensuel, d'abord en retenant l'expérience potentielle, puis en la remplaçant par ses différentes composantes, à savoir expérience professionnelle effective, chômage et inactivité.

Les différentes composantes du capital humain (années d'études, expérience potentielle et ancienneté) ont un effet positif et significatif sur le salaire, tant pour les hommes que pour les femmes (cf. tableau 3-A). Toutefois, alors que les rendements de l'ancienneté dans l'entreprise sont du même ordre de grandeur pour les hommes et les femmes, l'expérience

Encadré 1

SOURCES ET DÉFINITIONS

La source utilisée ici est l'enquête complémentaire *Jeunes et carrières (EJC)* de mars 1997. Elle concerne les individus de 45 ans au plus du tiers sortant de l'échantillon de l'enquête *Emploi*.

La période d'études initiales inclut le service national et/ou l'apprentissage lorsqu'ils succèdent ou sont inclus dans les périodes d'études. La date de fin des études initiales est donc un indicateur de la date d'entrée potentielle sur le marché du travail.

Nature et durée des périodes retenues

L'expérience potentielle (*EXP*) est simplement égale à la différence entre la date d'enquête et la date de fin d'études. Si on ne décompose pas l'expérience potentielle, on distingue l'expérience professionnelle chez l'employeur à la date d'enquête, ou ancienneté (*SEN*), et l'expérience potentielle autre (*EXPP*). Lorsqu'on décompose *EXPP*, on a trois groupes de composantes : l'expérience professionnelle antérieure (*EXPER*), le chômage (*DURCHO*), et l'inactivité économique (*DURINA*). *DURINA* est elle-même composite, puisqu'il peut s'agir de périodes de reprise d'études ou de service national accompli en dehors de la période

d'études initiales (*HORS*), ou d'inactivité économique au sens strict (*DURINAP*). Le lien entre ces différents durées s'établit comme suit :

$$EXPP = EXPER + DURCHO + DURINAP + HORS$$

et donc :

$$EXP =$$

$$EXPER + SEN + DURCHO + DURINAP + HORS$$

Pour mesurer ces différentes durées, on s'est basées sur les calendriers de l'enquête *EJC*, qui repèrent les situations principales dans l'année, c'est-à-dire les épisodes ayant duré au moins six mois. Notons que la source utilisée ne permet pas de distinguer les périodes travaillées à temps plein de celles travaillées à temps partiel.

Les enquêtés de moins de 30 ans pouvaient déclarer deux situations au cours d'une même période (par exemple, études + emploi) ; ici seules les situations principales sont retenues. Lorsque la situation principale déclarée est « *emploi court alternant avec des périodes sans emploi* », on a imputé le quart de ces périodes en chômage, les trois quarts restant en périodes d'emploi.

potentielle apporte, toutes choses égales par ailleurs, un surcroît salarial presque deux fois plus élevé pour les hommes.

Dans quelle mesure ce résultat est-il remis en question lorsque l'expérience professionnelle est mesurée plus précisément ? Dans la seconde spécification (cf. tableau 3-B), la valorisation de l'expérience professionnelle augmente fortement pour les femmes (elle passe de 0,5 % à 0,9 %), confirmant l'hypothèse que la surestimation des durées réellement effectuées conduit à une sous-estimation des pentes des carrières féminines. Néanmoins, une meilleure prise en compte de cette expérience modifie également à la hausse l'estimation du coefficient pour les hommes (respectivement 0,9 % et 1,1 %). Un écart, faible, apparaît donc bien en défaveur des femmes

dans la valorisation de l'expérience professionnelle.

Les périodes de chômage ont un effet significatif et négatif sur le salaire des hommes comme des femmes, mais davantage marqué pour les salariés masculins. Avoir été inactif joue également négativement sur les salaires, tant pour les hommes que pour les femmes, mais cette pénalisation salariale de l'inactivité passée est bien plus forte pour les hommes que pour les femmes (respectivement - 2,8 % et - 1,0 %).

Ces résultats peuvent s'interpréter de deux façons : la première est de considérer les différentes composantes de l'expérience totale comme des *proxys* de caractéristiques inobservables. L'effet négatif attaché au chômage

Tableau 3
Équations de gains*

Variable dépendante	A. Expérience potentielle				B. Expérience par composantes			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	Logarithme du salaire mensuel							
Variables explicatives	Coefficient	T de Student	Coefficient	T de Student	Coefficient	T de Student	Coefficient	T de Student
Constante	6,948	45,28	5,428	52,08	6,995	44,85	5,492	53,18
BEPC	0,073	5,34	0,046	3,67	0,072	5,32	0,044	3,49
CAP, BEP	0,056	7,10	0,063	6,50	0,051	6,37	0,057	5,90
Bac tech. et prof.	0,101	7,84	0,130	9,97	0,096	7,42	0,123	9,48
Bac général	0,137	7,93	0,114	8,06	0,135	7,83	0,111	7,92
DEUG, BTS, DUT	0,165	10,45	0,193	13,83	0,159	10,09	0,185	13,31
2 ^e et 3 ^e cycles supérieurs	0,210	8,17	0,181	8,35	0,206	8,17	0,176	8,26
Grandes écoles	0,315	11,21	0,319	7,69	0,308	11,05	0,318	7,81
Ancienneté	0,024	13,74	0,025	13,88	0,024	13,76	0,024	13,53
Ancienneté ² (*100)	- 0,043	- 6,06	- 0,039	- 5,63	- 0,044	- 6,37	- 0,040	- 5,75
Expérience potentielle	0,009	5,68	0,005	3,05	-	-	-	-
Expérience potentielle ² (*100)	- 0,017	- 2,34	- 0,002	- 0,24	-	-	-	-
Expérience effective	-	-	-	-	0,011	6,57	0,009	4,67
Expérience effective ²	-	-	-	-	- 0,022	- 2,46	- 0,012	- 1,12
Durée du chômage	-	-	-	-	- 0,020	- 4,24	- 0,015	- 3,25
Durée du chômage ²	-	-	-	-	0,001	2,08	0,002	2,59
Durée d'inactivité	-	-	-	-	- 0,028	- 2,80	- 0,010	- 3,67
Durée d'inactivité ²	-	-	-	-	0,002	2,05	0,001	2,85
Durée Autres	-	-	-	-	0,011	1,98	0,000	0,01
Durée Autres ²	-	-	-	-	- 0,002	- 1,45	0,000	0,20
Nombre d'observations	5 078		4 628		5 078		4 628	
R ² ajusté (*100)		68,6		80,3		68,9		80,6

* On a également introduit des variables, non reportées ci-dessus, destinées à contrôler l'horaire hebdomadaire, le type de temps partiel, le type de contrat de travail, la catégorie socioprofessionnelle, le secteur d'activité et la taille de l'entreprise, le type d'horaires (équipe, nuit, dimanche), le nombre d'enfants, le statut marital, la région d'habitation. Les estimations présentées sont corrigées de l'hétéroscédasticité (méthode de White). Les résultats détaillés sont donnés en annexe 2.

Champ : salariés (hors enseignants) âgés de 45 ans au plus.

Source : EJC 1997, Insee.

ou à l'inactivité refléterait alors plutôt une caractéristique individuelle pénalisante et non une pénalité découlant directement de la durée de ces interruptions d'activité. Ainsi, « *les individus qui ont des interruptions de carrière présentent des rendements du capital humain sensiblement plus faibles que les autres, et ce même pour des catégories homogènes comme les ouvriers ou les employés.* » (Bayet, 1996, p. 32). La seconde façon est de considérer que les périodes hors emploi peuvent avoir un effet négatif propre, à caractéristiques individuelles données, sur le salaire (Mincer et Polachek, 1974 ; Gronau, 1988 ; Albrecht *et al.*, 1998). L'analyse développée ici, appuyée sur des données en coupe, ne permet pas de trancher entre ces deux interprétations.

Existe-t-il une « décote » spécifique du rendement de l'expérience professionnelle des femmes ?

Pour vérifier l'existence d'un effet « féminin » spécifique, toutes choses égales par ailleurs, sur le rendement de l'expérience professionnelle, on procède à une deuxième estimation, cette fois-ci sur l'ensemble de l'échantillon (hommes et femmes) en introduisant des variables croisant le sexe et les différentes mesures de l'expérience professionnelle (potentielle et effective). L'introduction d'effets croisés permet de contrôler l'influence du sexe sur le rendement de l'expérience professionnelle, en mesurant le différentiel de rendement entre une année « féminine » supplémentaire et une année « masculine ». Une année « féminine » supplé-

Tableau 4
Effets croisés*

	A- Expérience potentielle		B- Expérience par composantes	
	Coefficient	T de Student	Coefficient	T de Student
Sexe féminin	- 0,097	- 5,70	- 0,100	- 5,35
Ancienneté	0,024	14,67	0,024	14,27
Ancienneté ²	- 0,042	- 6,21	- 0,043	- 6,37
Expérience potentielle	0,010	5,94	-	-
Expérience potentielle ²	- 0,017	- 2,27	-	-
Expérience effective	-		0,011	6,69
Expérience effective ²	-		- 0,023	- 2,45
Durée du chômage	-		- 0,018	- 3,72-
Durée du chômage ²	-		0,001	1,73
Durée d'inactivité	-		- 0,030	- 2,96
Durée d'inactivité ²	-		0,002	2,16
Durée Autres	-		0,011	2,02
Durée Autres ²	-		- 0,002	- 1,58
Sexe féminin et...				
... ancienneté	0,001	0,59	0,002	0,77
... ancienneté ²	0,001	0,11	0,000	0,02
... expérience potentielle	- 0,006	- 2,69	-	-
... expérience potentielle ²	0,016	1,55	-	-
... expérience effective	-		- 0,003	- 1,36
... expérience effective ²	-		0,014	0,96
... durée de chômage	-		0,003	0,49
... durée de chômage ²	-		0,017	0,19
... durée d'inactivité	-		0,018	1,74
... durée d'inactivité ²	-		- 0,002	- 1,62
... durée Autres	-		- 0,010	- 1,14
... durée Autres ²	-		0,002	1,08

* Les mêmes variables de contrôle que celles indiquées en note du tableau 3 ont été reprises.

Les résultats détaillés sont présentés dans l'annexe 2.

Champ : salariés (hors enseignants) âgés de 45 ans au plus.

Source : EJC 1997, Insee.

mentaire d'expérience potentielle rapporte alors significativement moins qu'une année « masculine » (cf. tableau 4-A).

En revanche, ce n'est plus le cas lorsqu'on considère le rendement de l'expérience professionnelle effective, où l'effet de la variable croisée n'est pas significatif (cf. tableau 4-B). Il en est de même pour les deux autres composantes (inactivité et chômage). Autrement dit, l'écart des salaires entre hommes et femmes ne semble pas provenir, toutes choses égales par ailleurs, d'une « décote » significative du rendement des durées d'emploi lorsqu'on considère les composantes de l'expérience (3).

La décomposition de l'écart de salaire moyen

En mars 1997, le salaire moyen des hommes est supérieur à celui des femmes de 12 % si l'on ne considère que les salariés à temps complet (4). L'écart est évidemment plus prononcé lorsque l'on considère l'ensemble des salariés (temps partiel inclus), le salaire moyen des hommes étant dans ce cas d'environ 26 % plus élevé que celui des femmes (cf. tableau 5). Notons que cet écart n'est pas uniforme sur

tous les points de la distribution des salaires : ainsi, parmi les salariés à temps complet, il est nettement plus prononcé dans le haut de la distribution que dans le bas, le Smic pouvant jouer ici un effet plancher ; pour l'ensemble des salariés (y compris ceux à temps partiel), c'est au contraire dans le bas de la distribution que l'écart est le plus fort, illustrant la concentration des emplois à temps partiel sur la main-d'œuvre féminine.

L'effet du travail à temps partiel, qui concerne majoritairement les femmes, peut s'observer directement, en comparant les durées hebdomadaires de travail : elles sont, en moyenne, d'environ 5 heures plus élevées pour les hommes. Il n'y a pas cependant ici qu'un effet du temps partiel, puisque les durées masculines demeurent plus élevées, d'environ une heure par semaine, même si l'on ne considère que les salariés à temps complet (cf. tableau 6).

3. Ce résultat concerne une population de salariés relativement jeunes (45 ans au plus) et englobe le secteur public.

4. Cet écart de salaire ne correspond pas à celui de l'ensemble de la population salariée dans la mesure où l'enquête Jeunes et carrières est limitée aux individus âgés de 45 ans au plus ; sur l'ensemble de la population salariée à temps complet, le salaire moyen des hommes est supérieur de 21 % à celui des femmes (cf. encadré 2).

Tableau 5
Écart de salaire entre hommes et femmes

	En francs					
	Ensemble			Temps complet		
	Hommes (1)	Femmes (2)	(1)/(2) (en %)	Hommes (1)	Femmes (2)	(1)/(2) (en %)
Salaire moyen	8 760	6 960	25,9	8 950	7 990	12,0
Salaire médian	7 800	6 470	20,6	7 910	7 170	10,3
D1	5 360	3 000	78,7	5 500	5 125	7,3
D9	13 380	10 725	24,7	13 530	11 540	17,2
D9/D1	2,50	3,58	-	2,46	2,25	-

Champ : salariés (hors enseignants) âgés de 45 ans au plus.
Source : EJC 1997, Insee.

Tableau 6
Écart de durée hebdomadaire habituelle de travail entre hommes et femmes

	En heures					
	Ensemble			Temps complet		
	Hommes (1)	Femmes (2)	(1) - (2)	Hommes (1)	Femmes (2)	(1) - (2)
Horaire moyen	39,8	34,9	4,9	40,5	39,3	1,2
Horaire médian	39,0	39,0	0,0	39,0	39,0	0,0
D1	37,0	20,0	17,0	38,0	37,0	1,0
D9	45,0	40,0	5,0	45,0	41,0	4,0
D9/D1	1,22	2,00	-	1,18	1,11	-

Champ : salariés (hors enseignants) âgés de 45 ans au plus.
Source : EJC 1997, Insee.

Les différences structurelles ou la « part expliquée »

L'écart de salaire provient donc en partie des différences des durées hebdomadaires de travail. Mais il résulte aussi des différences des caractéristiques individuelles (expérience professionnelle, durée des études, etc.), des différences de caractéristiques des emplois occupés (CSP, secteur, taille des entreprises, etc.), et des écarts de rendement de l'ensemble de ces caractéristiques, rendements estimés par les équations de salaire (cf. encadré 3).

La composition (essentiellement en termes de capital humain et de structure des emplois) des populations masculine et féminine, reflète aussi bien des choix éducatifs que l'inégale répartition des hommes et des femmes dans les différentes catégories professionnelles. Si les femmes sont, en moyenne, relativement plus diplômées que les hommes, aussi bien d'ailleurs dans l'ensemble de la population que parmi les seuls salariés à temps complet (cf. tableau 7), elles occupent relativement

moins souvent à un extrême des emplois de cadres et à l'autre des emplois qualifiés des professions ouvrières (cf. tableau 8 et encadré 3). Cette structure des catégories socioprofessionnelles (CSP), où les cadres sont sous-représentés parmi les femmes est une des raisons pour lesquelles les durées hebdomadaires féminines moyennes sont inférieures aux durées masculines.

L'effet de ces différences structurelles dans la décomposition de l'écart de salaire moyen apparaît dans la « part expliquée ». Plus précisément, la part expliquée (ou justifiée) de l'écart salarial correspond à la valorisation moyenne de ces différences (cf. encadré 3). Compte tenu de l'importance des écarts d'horaires hebdomadaires entre hommes et femmes, la part qui y correspond a été explicitement isolée ; dans ce qui suit, la « part expliquée » se décompose donc elle-même en deux « sous-parts » : celle due aux écarts d'horaires et celle due aux différences des autres caractéristiques.

Encadré 2

LES ÉCARTS DE SALAIRE ENTRE HOMMES ET FEMMES : EFFETS DU CHAMP ET DE LA SOURCE

Par rapport à de nombreuses études sur les écarts de salaire entre hommes et femmes, deux principales différences sont à signaler : d'une part, la source utilisée ne considère que *les personnes âgées de 45 ans au plus*, et d'autre part, on considère *l'ensemble des salariés*, qu'ils occupent un emploi dans le secteur privé ou dans le secteur public. La limite d'âge et la prise en compte ou non des agents de l'État et assimilés entraînent des évaluations assez sensiblement différentes de l'écart de salaire entre hommes et femmes (cf. tableau).

Ainsi, sur le champ étudié (salariés hors enseignants), en prenant en compte aussi les salariés de plus de 45 ans, on obtient un écart salarial plus élevé (le rapport des salaires masculins aux salaires féminins passe de 12 % à 21 %). La prise en compte des plus de 45 ans relève davantage la moyenne des salaires

masculins que celle des salaires féminins : il y a là, à la fois un effet de fin de carrière des hommes et un effet de comportement d'activité des femmes (les plus âgées étant relativement moins diplômées, et ayant connu plus d'interruptions de carrière).

Par ailleurs, tenir compte ou non du secteur public modifie aussi substantiellement l'écart de salaire mesuré : l'écart des salaires moyens est moindre lorsqu'on inclut les salariés du public que lorsqu'on ne considère que ceux du privé (dans ce cas, l'écart des salaires moyens est augmenté d'environ 2 points). Les inégalités de salaire entre hommes et femmes sont donc, en moyenne, moindres dans le public que dans le privé.

Ces écarts se retrouvent, de façon plus ou moins prononcée, aux différents niveaux de la distribution des salaires.

Rapport des salaires des hommes et des femmes selon la source et le champ retenu

Champ	Source	Moyenne	D1	Médiane	D9
Ensemble	Enquête EJC	12,1	7,6	10,6	17,4
	Enquête Emploi	21,3	13,0	11,4	32,1
Secteur Privé	Enquête EJC	14,1	9,8	13,2	19,5
	Enquête Emploi	22,8	10,5	17,5	35,5

Champ : salariés (hors enseignants) à temps complet.
Sources : EJC 1997 et enquête Emploi 1997, Insee.

La « part inexpliquée » ou la mesure de la discrimination

La « part inexpliquée » est évaluée à partir de l'écart de rendement des caractéristiques entre hommes et femmes. Son estimation dérive des écarts de coefficients obtenus dans les équations de salaire (5). Dans la méthode utilisée ici (Oaxaca et Ransom, 1988), les rendements des femmes et ceux des hommes sont comparés au rendement moyen de chaque caractéristique. La part inexpliquée (ou discrimination) est donc la somme de la valorisation des caractéristiques masculines par l'écart entre rendements masculins et rendements moyens, dénommée « avantage masculin », et de la valorisation des caractéris-

tiques féminines par l'écart entre rendements moyens et rendements féminins, dénommée « désavantage féminin ». Cette terminologie est celle des approches théoriques classiques de la discrimination (Thurow, 1969 ; Madden, 1975) selon lesquelles l'écart de salaires entre deux groupes ne résulte pas seulement du sous-paiement d'un groupe, mais aussi du sur-paiement de l'autre groupe, en d'autres termes de « favoritisme » à son égard. Selon cette approche, plus la discrimination correspond à du « favoritisme », plus il sera difficile de la résorber, en raison des réticences du groupe favorisé.

5. La spécification retenue pour les décompositions est celle de l'équation avec expérience par composantes présentée dans le tableau 3. Les résultats détaillés sont donnés en annexe 2.

Tableau 7
Répartition des diplômes à la sortie du système scolaire

	Hommes		Femmes		En %
	Ensemble	Salariés à temps complet	Ensemble	Salariés à temps complet	
CEP au plus	23,7	23,1	25,2	17,5	
BEPC	6,4	6,4	9,0	8,6	
CAP, BEP	37,9	40,8	26,3	29,3	
<i>Sous-total diplôme inférieur au Bac</i>	<i>67,2</i>	<i>70,3</i>	<i>60,5</i>	<i>55,4</i>	
Bac professionnel	7,2	7,1	8,4	10,9	
Bac général	5,3	5,1	8,2	8,9	
BTS, DUT, DEUG	9,9	9,4	17,7	16,5	
2 ^e et 3 ^e cycle universitaire	6,2	3,7	8,4	6,2	
Grandes écoles	4,3	4,1	1,7	2,1	
<i>Sous-total « Au moins le Bac »</i>	<i>32,8</i>	<i>29,7</i>	<i>39,5</i>	<i>44,6</i>	
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	

Champ : salariés (hors enseignants) âgés de 45 ans au plus.
Source : EJC 1997, Insee.

Tableau 8
Structure de la population salariée par catégorie socioprofessionnelle

	Cadres	Professions intermédiaires	Employés administratifs	Employés des services et du commerce	Ouvriers qualifiés	Ouvriers non qualifiés	Total	En %
Hommes								
Ensemble	10,4	21,9	11,0	3,8	49,9	11,9	100,0	
Temps complet	10,7	22,1	10,8	3,4	41,5	11,5	100,0	
Femmes								
Ensemble	5,8	20,0	42,1	18,6	5,8	7,7	100,0	
Temps complet	6,9	22,4	42,0	13,4	6,8	8,4	100,0	

Champ : salariés (hors enseignants) âgés de 45 ans au plus.
Source : EJC 1997, Insee.

DÉCOMPOSITION DE L'ÉCART SALARIAL

Les articles d'Oaxaca (1973) et de Blinder (1973) ont ouvert la voie à de nombreux travaux empiriques visant à évaluer quel pourcentage d'un écart de salaire moyen entre deux groupes (hommes et femmes, nationaux et étrangers, syndiqués et non syndiqués, etc.) pouvait être attribué à de la discrimination salariale, c'est-à-dire à un écart non justifié par des différences de composition de la main-d'œuvre. Formellement, l'écart salarial s'écrit de la manière suivante :

$$\bar{W}_m - \bar{W}_f = \hat{\beta}_m(\bar{X}_m - \bar{X}_f)' + \bar{X}_f'(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (1)$$

où les \bar{W} représentent les salaires moyens estimés, les indices m et f les salariés masculins et féminins, les \bar{X} correspondent aux moyennes des caractéristiques et les $\hat{\beta}$ aux rendements de ces caractéristiques estimés dans une équation de gains.

L'écart des salaires moyens (exprimés en logarithme) se décompose en une première partie représentant l'écart des rendements des caractéristiques des deux populations considérées (ou part injustifiée) et en une seconde partie qui correspond à la valorisation des différences des moyennes de ces caractéristiques (ou part justifiée). Si la structure des deux populations était similaire pour les variables considérées (éducation, expérience, ancienneté, etc.), tout écart salarial résulterait uniquement d'un écart de rendement de ces caractéristiques (discrimination salariale pure). Si les rendements étaient égaux, l'écart de salaire moyen s'expliquerait entièrement par des effets structurels, eux-mêmes pouvant éventuellement être la conséquence d'autres types de discriminations (accès à l'éducation, accumulation d'expérience, etc.).

Choisir la pondération

Dans toute méthode de décomposition se pose le problème du choix de la pondération. Dans la formule (1), les écarts de rendement sont pondérés par la moyenne des caractéristiques féminines et les écarts de caractéristiques sont pondérés par les rendements masculins correspondants.

Plusieurs autres manières de pondérer ont été proposées (Oaxaca et Ransom, 1994), dont notamment celle de Oaxaca et Ransom (1988). L'idée sous-jacente à cette méthode est de construire une norme non discriminante des rendements des caractéristiques individuelles et de mesurer par rapport à cette norme l'avantage masculin, le désavantage féminin et la part résultant de l'écart des caractéristiques. Dans leur article, les auteurs proposent de prendre comme norme non discriminante les résultats de l'estimation d'une équation de gains pour l'ensemble de la population considérée quel que soit le sexe des individus. La décomposition du salaire moyen s'écrit alors en trois parties :

$$\bar{W}_m - \bar{W}_f = \bar{X}'_m(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_{norm}) + \bar{X}'_f(\hat{\beta}_{norm} - \hat{\beta}_f) + \hat{\beta}_{norm}(\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \quad (2)$$

Le premier terme représente le gain de rendement des caractéristiques dû au fait d'être un salarié masculin par rapport à la « norme », le second terme le déficit de rendement des caractéristiques dû au fait d'être une salariée, les deux additionnés représentant le total de la discrimination salariale. Le troisième terme indique la part « justifiée » de l'écart salarial, en utilisant comme pondération le rendement moyen de l'ensemble de l'échantillon.

Une seconde difficulté méthodologique bien connue provient du plus ou moins grand degré de détail de l'information sur les individus, et de la finesse des nomenclatures utilisées. Plus l'information est détaillée, mieux les différences de caractéristiques individuelles sont contrôlées ; toutefois, si la taille de l'échantillon n'est pas suffisante, on risque de perdre en efficacité de l'estimation ce que l'on gagne en qualité de l'explication. Par ailleurs, notons que plus on ajoute de variables de contrôle, plus il est probable que la part non expliquée diminue, mais la part expliquée peut alors correspondre en partie à de la ségrégation professionnelle. Par exemple, si l'on raisonne sur la catégorie « cadres » au sens large, on trouve généralement une différence dans la rémunération de cette CSP au désavantage des femmes ; si l'on raffine l'analyse, en distinguant plusieurs niveaux hiérarchiques dans la catégorie, l'écart salarial à position identique sera peut-être moindre, mais il y aura probablement peu de femmes aux niveaux les plus élevés.

L'inégalité d'accès à certaines catégories d'emplois constitue l'angle d'approche des analyses en termes de ségrégation et n'est pas prise en compte ici où l'on considère la structure par sexe des catégories socio-professionnelles comme donnée. Pour autant, la ségrégation dans certains emplois, en définissant les possibilités de valorisation des caractéristiques individuelles, n'est pas neutre dans l'explication des écarts de salaire entre hommes et femmes. Dans le modèle de décomposition utilisé ici, la part expliquée de l'écart salarial englobe ce phénomène sans qu'on l'ait isolé. D'autres méthodes de décomposition sont plus appropriées pour étudier cette dimension (Brown *et al.*, 1980). Pour une part, le fait qu'à diplôme donné les femmes n'accèdent pas aux mêmes catégories d'emplois que les hommes tient au choix des filières et spécialités de formation. Toutefois, même pour un diplôme généraliste comme le bac (hors bacs techniques et professionnels), on observe dans l'échantillon qu'avec ce diplôme, 19 % des hommes sont cadres, contre seulement 7 % des femmes, 40 % des hommes sont dans des professions intermédiaires, contre seulement 29 % des femmes. Plus généralement, compte tenu de leurs diplômes et autres caractéristiques individuelles, si les femmes accédaient aux différentes catégories socio-professionnelles suivant le même modèle que celui qui fonctionne pour les hommes, elles seraient, toutes choses égales par ailleurs, beaucoup moins souvent employées, et beaucoup plus souvent cadres et ouvrières qualifiées (Meurs et Ponthieux, 1999).

L'écart de salaire se décompose donc comme suit :

Écart expliqué par les différences d'horaires	} « Part expliquée »
+ écart expliqué par les autres différences de caractéristiques	
+ avantage masculin	} « Part inexpliquée »
+ désavantage féminin	

Lorsque l'on considère l'ensemble de la population, l'écart salarial estimé, de 27 %, est presque totalement expliqué (pour près de 85 %) par les moindres durées de travail des femmes et des caractéristiques individuelles moins favorables, ces deux dimensions intervenant pratiquement à part égale. La part non expliquée de l'écart représente un peu plus de 15 %, et se partage à peu près également en avantage masculin et désavantage féminin (cf. tableau 9, colonnes « Ensemble »).

L'importance de la composante correspondant aux écarts de durée hebdomadaire de travail (40 % de l'écart salarial) amène à

restreindre l'analyse aux seuls salariés à temps complet, afin d'obtenir une population plus homogène de ce point de vue. À temps complet, l'écart salarial se réduit à 10,7 % mais la part expliquée n'est plus que de 52 % (cf. tableau 9, colonnes « Temps complet »). Ceci tient essentiellement à la différence des durées hebdomadaires de travail, qui ne compte plus que pour 8 % à peine de l'écart total. La part inexpliquée est, dans cette estimation, de près de 50 %, et le désavantage féminin en représente une fraction plus importante. Si l'on détaille la décomposition par grande catégorie socioprofessionnelle, on retrouve une structure de l'écart salarial similaire, à l'exception des cadres, pour lesquels la part expliquée est plus élevée (cf. encadré 4).

En résumé, si on considère l'ensemble des salariés, le temps partiel et les différences de caractéristiques individuelles permettent d'expliquer la quasi-totalité de l'écart salarial entre hommes et femmes. Lorsqu'on restreint l'analyse au temps complet, la part expliquée se réduit, et la moitié de l'écart salarial moyen estimé provient de différences dans le rendement des caractéristiques masculines et féminines.

Tableau 9
Décomposition de l'écart salarial

	Ensemble		Temps complet	
	Niveau	(%)	Niveau	(%)
Avantage masculin (1) <i>Écart-type</i>	0,020 0,004	7,3	0,020 0,004	18,9
Désavantage féminin (2) <i>Écart-type</i>	0,022 0,004	8,1	0,031 0,005	29,1
Total non expliqué (1) + (2)	0,042	15,4	0,051	48,0
Part expliquée par les différences de durées hebdomadaires (3) <i>Écart-type</i>	0,110 0,003	40,9	0,008 0,001	7,7
Part expliquée par les différences des autres caractéristiques (4) <i>Écart-type</i>	0,118 0,004	43,7	0,047 0,003	44,3
Total expliqué (3) + (4)	0,228	84,6	0,056	52,0
Écart salarial hommes/femmes (en log)	0,270	100,0	0,107	100,0

Lecture : en considérant l'ensemble des salariés, l'écart de salaire estimé entre hommes et femmes est de 0,27, c'est-à-dire que le salaire estimé pour les hommes est supérieur de 27 % à celui des femmes. Cet écart provient des différences de durées hebdomadaires de travail pour 11 points, des différences entre les autres caractéristiques observables pour 11,8 points ; 4,2 points de l'écart qui ne sont expliqués par aucun de ces facteurs, s'interprètent en termes de discrimination salariale (cf. encadré 3).

Champ : salariés (hors enseignants) âgés de 45 ans au plus.

Source : EJC 1997, Insee.

L'inégalité d'accès à l'emploi à temps complet...

Toutefois, on a négligé jusqu'ici le fait qu'hommes et femmes n'ont pas la même probabilité d'appartenir à la population des salariés à temps complet. Or ne pas tenir compte de cet aspect, tant pour les hommes que pour les femmes, peut conduire à des estimations biaisées des rendements dans les équations de salaire, et par conséquent affecter la mesure de la discrimination par un biais de sélection.

Parmi les moins de 45 ans ayant terminé leurs études initiales, 70 % des hommes occupent un emploi salarié à temps complet. Les 30 % restant se répartissent principalement entre emplois non salariés ou recherche d'emploi. Au total, 95 % des hommes participent au marché du travail. Les femmes se répartissent de façon totalement différente, puisque seulement 42 % d'entre elles occupent des emplois salariés à temps complet, les 58 % restant se distribuant, par proportion décroissante, entre inactivité, emploi à temps partiel et chômage (cf. graphique).

Encadré 4

DÉCOMPOSITION DE L'ÉCART SALARIAL MOYEN PAR CATÉGORIE SOCIOPROFESSIONNELLE

La décomposition présentée dans le texte porte sur l'ensemble des salariés à temps complet, toutes catégories professionnelles confondues. Or, les conditions d'emploi dans ces différentes catégories sont hétérogènes, ne serait-ce que par les horaires hebdomadaires de travail. On a donc reconduit, en utilisant la même spécification d'équation de salaires que pour l'ensemble de la population, la décomposition salariale par grande CSP (cf. tableau).

C'est d'abord pour les ouvriers que l'écart salarial estimé est le plus élevé (19 %), ce qui reflète la part importante des non qualifiés dans la main-d'œuvre ouvrière féminine, puis pour les cadres (12 %). Les employés et les professions intermédiaires, catégories socioprofessionnelles les plus féminisées, ont des écarts salariaux les plus réduits (respectivement 11 % et 7 %). Pour les trois CSP non-cadres, la part non expliquée de l'écart salarial est similaire et représente environ 55 %.

Pour les professions intermédiaires, et surtout pour les cadres, une partie importante de l'écart salarial (respectivement 15 % et 21 %) provient des différences de durées hebdomadaires de travail masculines et féminines.

Enfin, les cadres forment une catégorie particulière, dans la mesure où l'écart salarial est à la fois légèrement supérieur à la moyenne des salariés et s'explique pour près des deux tiers soit par des différences de durées, soit par des différences de moyennes des caractéristiques individuelles (diplômes, expérience, ancienneté) ou des caractéristiques de l'emploi (secteur d'activité, taille de l'entreprise, statut public ou privé). Notons que la distribution par secteur est très différente selon le sexe : ainsi, 21 % des cadres femmes, salariées à temps complet (hors enseignants) sont employées dans le secteur public et 17 % dans l'industrie, contre respectivement 14 % et 31 % des hommes cadres.

Décomposition de l'écart salarial par catégorie socio-professionnelle

	Cadres		Professions intermédiaires		Employés		Ouvriers	
	Niveau	%	Niveau	%	Niveau	%	Niveau	%
Avantage masculin (1) <i>Écart-type</i>	0,0135 0,0151	11,2	0,0161 0,0091	22,8	0,0431 0,0092	39,8	0,0174 0,0052	9,0
Désavantage féminin (2) <i>Écart-type</i>	0,0309 0,0205	25,5	0,0244 0,0099	34,6	0,0164 0,0063	15,2	0,0913 0,0087	47,3
Total non expliqué (1) + (2)	0,0444	36,7	0,0405	57,3	0,0595	55,1	0,1087	56,3
Part expliquée par les différences de durées hebdomadaires (3) <i>Écart-type</i>	0,0255 0,0042	21,0	0,0105 0,0016	14,9	0,0050 0,0012	4,7	0,0053 0,0011	2,7
Part expliquée par les différences des autres caractéristiques (4) <i>Écart-type</i>	0,0513 0,0091	42,3	0,0196 0,0054	27,7	0,0435 0,0043	40,3	0,0791 0,0045	41,0
Total expliqué (3) + (4)	0,0767	63,3	0,0301	42,7	0,0486	44,9	0,0844	43,7
Ecart salarial hommes/femmes (en log)	0,1212	100,0	0,0706	100,0	0,1081	100,0	0,1931	100,0

Champ : salariés âgés de 45 ans au plus (hors enseignants) travaillant à temps complet.
Source : EJC 1997, Insee.

LA CORRECTION DU BIAIS DE SÉLECTION

La probabilité d'occuper un emploi, et, qui plus est, de travailler à temps complet, n'est pas égale entre les femmes et les hommes : la participation des femmes au marché du travail est plus faible que celle des hommes, leur probabilité de chômage est plus élevée, et, pour celles qui travaillent, la probabilité d'un emploi à temps complet est plus faible. Ne pas tenir compte de ces différences peut conduire à des estimations biaisées des rendements des caractéristiques individuelles, et en conséquence, de la mesure de la discrimination.

La procédure « en deux étapes » de Heckman (Heckman, 1979) est une méthode fréquemment employée lorsqu'il advient que la population dont on observe le salaire n'est pas un échantillon aléatoire de la population de référence. La méthode consiste à estimer à l'aide d'un modèle *Probit* la probabilité d'appartenance au groupe dont on observe le salaire, calculer l'inverse du ratio de Mills (IMR), puis l'inclure comme une des variables explicatives de l'équation de salaire.

Le modèle *Probit* est estimé séparément pour les hommes et pour les femmes. Avec une équation de salaire standard, on estime alors pour chaque groupe le modèle de la forme suivante :

$$\bar{W} = \hat{\beta}\bar{X}'_i + \hat{\theta}\hat{\lambda}_i + u_i \quad (1)$$

avec $\hat{\lambda}$ un estimateur de l'IMR, $\hat{\theta}$ le coefficient indiquant l'effet de la sélection sur le salaire.

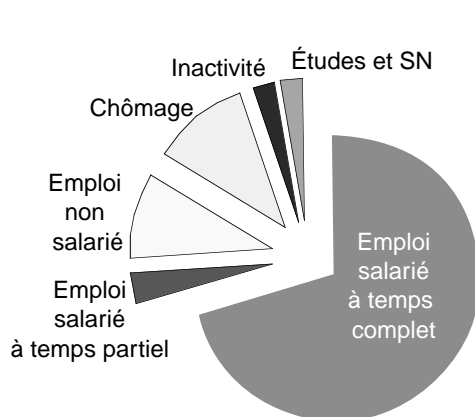
Pour décomposer l'écart de salaire en utilisant des équations de salaire avec correction du biais de sélection, nous utilisons la spécification proposée par Neuman et Oaxaca (1998), qui combine la méthode d'Oaxaca et la procédure de Heckman. La sélection apparaît dans les composantes de l'écart de salaire sous la forme $(\hat{\theta}_m\hat{\lambda}_m - \hat{\theta}_f\hat{\lambda}_f)$. Neuman et Oaxaca discutent des différentes façons possibles d'introduire ce terme dans la décomposition ; l'une d'entre elles consiste à traiter la sélectivité comme une composante séparée, ce qui est l'approche la plus simple en ce qu'elle ne demande aucune hypothèse *a priori* sur le fait que la sélectivité jouerait plutôt sur les caractéristiques individuelles ou plutôt sur leur rendement. On applique donc, avec les équations de gains corrigées du biais de sélection, une décomposition de la forme suivante :

$$\bar{W}_m - \bar{W}_f = \bar{X}'_m(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_{norm}) + \bar{X}'_f(\hat{\beta}_{norm} - \hat{\beta}_f) + \hat{\beta}_{norm}(\bar{X}_m - \bar{X}_f)' + (\hat{\theta}_m\hat{\lambda}_m - \hat{\theta}_f\hat{\lambda}_f) \quad (2)$$

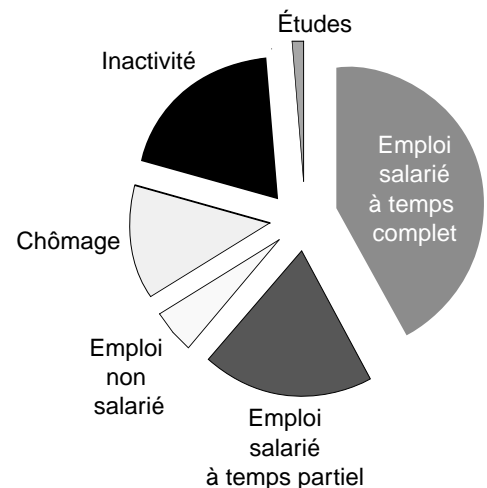
On désigne le dernier terme de (2) par « sélectivité ». Son niveau va dépendre à la fois des IMR moyens des femmes et des hommes (l'IMR sera d'autant plus élevé que la probabilité de présence sera faible, donc on s'attend à $\hat{\lambda}_f > \hat{\lambda}_m$), du signe des θ (*a priori* < 0 et significatif, ce qui confirme l'existence d'un biais de sélection), et du niveau respectif des $|\theta|$ pour les hommes et pour les femmes (qui reflète l'inégalité intrinsèque de salaire au sein de chaque groupe).

Graphique
Composition de la population étudiée

A - Hommes



B - Femmes



Champ : Individus de 45 ans au plus, ayant terminé leurs études initiales.
Source : EJC 1997, Insee.

Tableau 11
Modèles *Probit* d'appartenance

Variable	Hommes		Femmes	
	Coefficient	Khi-Deux	Coefficient	Khi-Deux
Constante	- 0,770	3,28	- 3,605	77,51
AGE	0,109	18,83	0,232	90,25
AGE ²	- 0,002	18,67	- 0,003	79,31
Non français	- 0,299	17,28	- 0,233	10,61
Père non français	- 0,096	5,27	- 0,101	6,79
<i>Au plus CEP</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
BEPC	0,145	4,26	0,217	15,12
CAP, BEP	0,125	9,27	0,342	69,66
Bac technique et professionnel	0,191	7,96	0,549	90,66
Bac général	0,232	8,51	0,458	61,28
DEUG, BTS, DUT	0,248	15,05	0,776	209,62
Licence et plus	0,109	1,91	0,673	106,29
Grande école	0,444	20,56	0,791	42,45
<i>Pas de conjoint</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Vit chez parents	- 0,456	44,81	- 0,461	37,77
Conjoint agriculteur, artisan, commerçant	- 1,085	110,96	- 0,503	55,42
Chef entreprise, profession libérale	- 0,833	17,72	- 0,759	34,52
Cadre	0,427	16,38	- 0,165	6,94
Profession intermédiaire	0,477	43,01	0,056	1,12
Employé	0,455	57,82	0,015	0,05
Ouvrier	0,577	40,20	- 0,037	0,59
Chômeur	0,131	3,08	- 0,273	12,41
Inactif	0,341	23,91	- 0,054	0,24
Retraité	- 0,501	1,54	- 0,720	7,27
<i>Pas d'enfant</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Enfants de moins de 3 ans	- 0,074	2,37	- 0,481	133,27
Enfants de 3 à moins de 6 ans	- 0,053	1,73	- 0,445	159,55
Enfants de 6 à moins de 18 ans	- 0,012	0,34	- 0,310	308,39
Père indépendant	- 0,381	87,99	- 0,052	1,88
Père fonctionnaire ou enseignant	- 0,043	0,23	- 0,031	0,15
Père cadre	- 0,324	16,22	- 0,089	1,68
Père profession intermédiaire	- 0,090	2,57	- 0,011	0,05
<i>Père employé ou ouvrier</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Mère indépendant	- 0,125	3,99	- 0,091	2,25
Mère fonctionnaire ou enseignante	- 0,138	2,00	0,002	0,00
Mère cadre	- 0,298	2,51	0,044	0,08
Mère profession intermédiaire	- 0,040	0,28	0,013	0,04
<i>Mère employée ou ouvrière</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Mère inactive	- 0,072	3,54	- 0,060	3,23
<i>Locataire</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Accédant	0,191	5,88	0,195	4,85
Propriétaire	0,135	3,64	0,006	0,01
Taux de chômage local	- 0,035	39,63	- 0,032	38,40
Commune rurale	- 0,068	3,44	- 0,084	6,21
Emploi salarié à temps complet	5 841		3 763	
Nombre d'observations	8 019		8 845	
- 2 Log L		8 417,2		10 661,0
Pseudo R ²		0,164		0,97

Champ : Individus de 45 ans au plus ayant terminé leurs études initiales.
Source : EJC 1997, Insee.

Parmi les actifs (95 % des hommes et 80 % des femmes), la principale différence provient de la part du travail à temps partiel, qui concerne près de 31 % des femmes (6), et reste très marginale parmi les hommes (cf. tableau 10).

Ces inégalités semblent indiquer que les salariés à temps complet ne sont pas une sous-population aléatoire de la population de référence, ce qui pourrait affecter les rendements estimés. Face à ce type de problème, il est courant d'utiliser la procédure dite « en 2 étapes de Heckman », qui consiste à estimer puis introduire dans l'équation de salaire un terme correcteur. Ce terme correcteur est obtenu à partir de l'estimation d'un modèle de type *Probit*, qui modélise l'effet de différents facteurs susceptibles d'influer sur la présence (cf. encadré 5).

Tableau 10
Principaux indicateurs sur l'activité

	En %	
	Hommes	Femmes
Taux d'activité	95,0	79,5
Taux de chômage	12,0	16,6
Part du temps partiel parmi les actifs occupés	4,7	30,8

Champ : individus de 45 ans au plus, ayant terminé leurs études initiales.

Source : EJC 1997, Insee.

Tableau 12
Décomposition de l'écart salarial avec équations corrigées du biais de sélection (salariés à temps complet)*

	Coefficient	%
Avantage masculin (1) <i>Écart-type</i>	0,0002 <i>0,0116</i>	0,2
Désavantage féminin (2) <i>Écart-type</i>	0,0422 <i>0,0183</i>	43,9
Total non expliqué (1) + (2)	0,0424	44,1
Part expliquée par les durées hebdomadaires (3) <i>Écart-type</i>	0,0080 <i>0,0006</i>	8,3
Part expliquée par les autres caractéristiques (4) <i>Écart-type</i>	0,0458 <i>0,0029</i>	47,6
Total expliqué (3) + (4)	0,0538	55,9
Total non expliqué + expliqué (1) + (2) + (3) + (4)	0,0962	
Sélectivité <i>Écart-type</i>	0,011 <i>0,022</i>	
Écart salarial entre hommes et femmes (en log)	0,107	

* Exception faite du terme correcteur introduit dans les équations de gains, la spécification est identique à celle du modèle présenté dans le tableau 3 avec expérience par composantes. Les résultats complets des estimations figurent dans l'annexe 2.

Lecture : la lecture de la décomposition de l'écart salarial se fait à l'identique de celle présentée dans le tableau 9. La méthode employée pour corriger du biais de sélection est présentée dans l'encadré 5.

Champ : salariés à temps complet (hors enseignants) âgés de 45 ans au plus.

Source : EJC 1997, Insee.

Étant donnée la façon dont hommes et femmes sont répartis entre emploi à temps complet et autres situations, les facteurs pouvant jouer sur leur présence au sein de la population des salariés à temps complet, autrement dit les mécanismes de « sélection », peuvent ne pas être exactement les mêmes (cf. tableau 11) : pour les hommes, il s'agit plutôt de facteurs relatifs à la demande de travail (risque de chômage), et, de façon plus marginale, du choix de la nature de l'activité (salariee ou non salariee) ; pour les femmes, outre le risque de chômage et de sous-emploi, il faut faire intervenir des variables susceptibles de moduler l'offre de travail (inactivité et temps partiel choisi). Les variables retenues pour les estimations tiennent compte de ces différentes dimensions en introduisant des variables de capital humain et de capital social (CSP des parents), des variables reflétant les conditions locales du marché du travail, et des variables indicatrices de la situation familiale (enfants, CSP et statut d'occupation du conjoint).

6. Le temps partiel féminin est, dans plus de la moitié des cas (52 %), imposé par la nature du contrat ou du poste, et dans plus d'un tiers des cas (35 %) par des raisons familiales.

Les variables représentatives du capital humain (diplôme), des conditions locales du marché du travail, et des variables socio-démographiques générales (âge, nationalité) jouent, avec une ampleur parfois différente, dans le même sens pour les hommes et pour les femmes. Les modèles masculin et féminin sont différenciés principalement par le rôle de l'environnement familial et de l'origine sociale. Pour les hommes, la profession du père a l'effet attendu (que l'on ne trouve pas chez les femmes) : ceux dont le père est (ou était) indépendant ont une probabilité nettement plus faible d'être salariés ; on peut supposer qu'ils reprennent l'activité paternelle. Pour les femmes, les enfants constituent un frein très significatif à l'emploi à temps complet. Enfin, pour les femmes, vivre en couple peut avoir un effet négatif sur la probabilité d'occuper un emploi à temps complet, et ce quelle que soit la situation du conjoint.

... et l'existence d'une pénalisation salariale des femmes

La dernière étape consiste à réestimer les équations de gains augmentées du terme correcteur et à recalculer la part des composantes de l'écart salarial moyen hors effet de la sélection (cf. tableau 12).

Par rapport aux premiers résultats obtenus avec les estimations non corrigées (cf. tableau 9), les proportions de l'écart expliquée et non expliquée restent du même ordre de grandeur, et la part inexpliquée est maintenant due entièrement au « désavantage féminin », l'« avantage masculin » n'étant pas statistiquement significatif. Ce résultat, obtenu avec des estimations non biaisées, suggère donc que la discrimination observée sur l'échantillon étudié proviendrait exclusivement d'une pénalisation salariale à l'encontre des femmes. □

BIBLIOGRAPHIE

- Albrecht J.W., Edin P.E., Sundström M. et Vroman S.B. (1998)**, « Career Interruptions and Subsequent Earnings: a Reexamination using Swedish Data », *The Journal of Human Resources*, vol. 34, n° 2, pp. 294-311.
- Altonji J.G. et Blank R.M. (1999)**, *Race and Gender in the Labor Market*, in Ashenfelter O. et Card D. (eds), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, Elsevier Science.
- Bayet A. (1996)**, « Carrières continues, carrières incomplètes et salaires », *Économie et Statistique*, n° 299, pp. 21-36.
- Becker G.S. (1971)**, *The Economics of Discrimination*, 2nd ed., University of Chicago Press.
- Blau F.D. et Ferber M.A. (1992)**, *The Economics of Women, Men and Work*, Prentice Hall.
- Blinder A.S. (1973)**, « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *The Journal of Human Resources*, vol. 8, n° 4, pp. 436-455.
- Boisard P. et Fermanian J.-D. (1999)**, « Les rythmes de travail hors norme », *Économie et Statistique*, n° 321-322, pp. 111-131.
- Brown R.S., Moon M. et Zoloth B.S. (1980)**, « Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male/Female Earnings Differentials », *The Journal of Human Resources*, vol. 15, n° 1, pp. 3-28.
- Colin C. (1999)**, « Carrières et salaires : une comparaison hommes/femmes », in *Égalité entre femmes et hommes : aspects économiques*, Conseil d'Analyse Économique, la documentation Française.
- Fermanian J.-D. et Baesa M.-P. (1997)**, « La durée du travail à temps complet », *Insee Première*, n° 545.
- Fermanian J.-D. et Lagarde S. (1999)**, « Les horaires de travail dans le couple », *Économie et Statistique*, n° 321-322, pp. 89-110.
- Glaude M. et Lhéritier J.-L. (1995)**, « Salaire et taux de chômage local, salaire et carrières incomplètes, salaire et niveau de vie - Trois études statistiques sur données individuelles », in *Salaires minimum et bas salaires*, L'Harmattan.
- Goux D. et Maurin É. (1994)**, « Éducation, expérience et salaire : tendances récentes et évolution de long terme », *Économie et Prévision*, n° 116, pp. 155-178.
- Gronau R. (1988)**, « Sex-Related Wage Differentials and Women's interrupted Labor Careers - The Chicken or the Egg », *Journal of Labor Economics*, vol. 6, n° 3, pp. 277-291.
- Heckman J. (1979)**, « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.
- Heckman J. (1990)**, « Varieties of Selection Bias », *American Economic Review*, vol. 80, n° 2, pp. 313-318.
- Jarousse J.-P. et Mingat A. (1986)**, « Un réexamen du modèle de gains de Mincer », *Revue Économique*, vol. 37, n° 6, pp. 999-1031.
- Jonhston J. et DiNardo J. (1997)**, *Econometric Methods*, 4th ed., McGraw Hill.
- Light A. et Ureta M. (1995)**, « Early Career Work Experience and Gender Wage Differentials », *Journal of Labor Economics*, vol. 13, n° 1, pp. 121-154.
- Madden J.F. (1975)**, « Discrimination - A Manifestation of Male Market Power ? » in Lloyd C.B. (ed), *Sex, Discrimination and the Division of Labor*, Columbia UP.
- Meurs D. et Ponthieux S. (1999)**, « Emploi et salaires : les inégalités entre femmes et hommes en mars 1998 », *Premières synthèses*, 99.08-n° 32.2, Dares.
- Meurs D. et Ponthieux S. (1999)**, *Les inégalités salariales entre hommes et femmes dans les années 90*, Documents d'Études de la Dares, n° 28, juin.
- Mincer J. et Polachek S. (1974)**, « Family Investments in Human Capital: Earnings of Women », *Journal of Political Economy*, vol. 82, n° 2, part II.
- Neuman S. et Oaxaca R.L. (1998)**, *Estimating Labor Market Discrimination with Selectivity Corrected Wage Equations: Methodological Considerations and an Illustration from Israel*, CEPR Discussion Paper Series, n° 1915.

Oaxaca R.L. (1973), « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3, pp. 693-709.

Oaxaca R.L. et Ransom M.R. (1988), « Searching for the Effect of Unionism on the Wage of Union and Nonunion Workers », *Journal of Labor Research*, vol. 9, pp. 139-148.

Oaxaca R.L. et Ransom M.R. (1994), « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials », *Journal of Econometrics*, vol. 61, n° 1, pp. 5-21.

Oaxaca R.L. et Ransom M.R. (1999), « Identification in Detailed Wage Decompositions », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, pp. 154-157.

Simonnet V. (1996), « Mobilité professionnelle et salaire : des différences entre hommes et femmes », *Économie et Statistique*, n° 299, pp. 59-71.

Thurow L.C. (1969), *Poverty and discrimination*, Brookings Institution, Washington DC.

Vella F. (1998), « Estimating Models with Sample Selection Bias: a Survey », *The Journal of Human Resources*, vol. 33, n° 1, pp. 127-169.

Wellington A.J. (1993), « Changes in the Male/Female Wage Gap (1976-85) », *The Journal of Human Resources*, vol. 28, n° 2, pp. 383-411.

Willis R.G. (1986), « Wage Determinants: a Survey and Reinterpretation of Human Capital Earning Functions », in *Handbook of Labor Economics*, North Holland.

ANNEXE 1
Moyennes des variables de l'échantillon

Nom de la variable		Femmes		Hommes	
		Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
	Diplôme				
<i>DI0 (Réf.)</i>	<i>Aucun, CEP</i>	19,7		23,9	
DI1	BEPC	9,3		6,4	
DI2	CAP, BEP	30,4		42,0	
DI3	Bac techniques et professionnels	10,9		7,2	
DI4	Bac général	9,1		5,1	
DI5	Deug, BTS, DUT	13,9		9,1	
DI6	2° et 3° cycles supérieurs	5,1		3,2	
DI7	Grandes écoles	1,5		3,1	
	Expérience par composantes				
EXPER	Expérience effective	4,3	5,5	4,8	5,8
SEN	Ancienneté	8,1	7,1	8,5	7,1
DURCHO	Durée de chômage	0,8	1,5	0,6	1,2
DURINAP	Durée d'inactivité	1,2	3,2	0,1	0,6
HORS	Durée Autres	0,6	0,8	1,0	1,1
NBENFA	Nombre d'enfants	1,2	1,1	1,2	1,2
CO	Vie en couple	72,8		73,2	
	Région d'habitation				
PARIS	Paris	16,5		14,3	
	Type de contrat				
STA0	CDD, intérim	11,0		9,1	
<i>STA1 (réf)</i>	<i>CDI privé</i>	62,6		75,4	
STA2	Agents de l'État	22,6		13,5	
STA3	Contrats aidés	3,8		1,9	
	Type de durée hebdomadaire				
<i>TP0 (Réf.)</i>	<i>Temps complet</i>	68,2		95,9	
TP1	Temps partiel dû au contrat	16,4		3,2	
TP2	Temps partiel enfants	8,7		0,1	
TP3	Temps partiel autres motifs	6,7		0,8	
LHH1	Durée hebdomadaire (log)	3,5	0,3	3,7	0,2
	CSP				
CS1	Cadres	5,1		8,8	
CS2	Professions intermédiaires	19,7		21,6	
CS3	Employés administratifs	42,5		10,8	
CS4	Employés des services et du commerce	18,5		3,6	
CS5	Ouvriers qualifiés (OQ)	6,0		42,5	
<i>CS6 (Réf.)</i>	<i>Ouvriers non qualifiés (ONQ)</i>	8,3		12,7	
	Secteurs				
SECT1	Agriculture, sylviculture, pêche	0,8		2,4	
SECT2P	Industrie < 20 salariés	4,0		13,5	
<i>SECT2M (Réf.)</i>	<i>Industrie 20 - < 500 salariés</i>	7,8		17,3	
SECT2G	Industrie 500 salariés et plus	4,6		11,1	
SECT3P	Commerce < 10 salariés	5,4		4,5	
SECT3M	Commerce 10 - < 100 salariés	4,9		4,9	
SECT3G	Commerce 100 salariés et plus	5,2		4,1	
SECT4P	Services aux entreprises < 100 salariés	10,8		10,3	
SECT4M	Services aux entreprises 100 salariés et plus	8,9		12,0	
SECT5	Services aux particuliers	8,8		4,1	
SECT6	Administration publique et privée	38,9		15,8	
	Conditions de travail				
EQUI	Travail en équipe	7,8		13,6	
DIM	Travail du dimanche	21,0		22,1	
NIGHT	Travail de nuit	6,2		20,1	
	Nationalité				
FR	Française	96,1		95,5	
NFR	Autre nationalité	3,9		4,5	

Source : EJC 1997, Insee.

ANNEXE 2

Équation de gain : résultats détaillés

A - Expérience potentielle

Variable dépendante : Log du salaire mensuel				
Variable	Femmes		Hommes	
	Coefficient	T de Student	Coefficient	T de Student
Intercept	5,428	52,08	6,948	45,28
DI1	0,046	3,67	0,073	5,34
DI2	0,063	6,50	0,056	7,10
DI3	0,130	9,97	0,101	7,84
DI4	0,114	8,06	0,137	7,93
DI5	0,193	13,83	0,165	10,45
DI6	0,181	8,35	0,210	8,17
DI7	0,319	7,69	0,315	11,21
EXPP	0,005	3,05	0,009	5,68
EXPP2	0,000	- 0,24	0,000	- 2,34
SEN	0,025	13,88	0,024	13,74
SEN2	0,000	- 5,63	0,000	- 6,06
NBENFA	- 0,006	- 1,36	0,009	2,61
CO	0,015	1,95	0,045	5,58
NFR	- 0,006	- 0,25	- 0,013	- 0,77
PARIS	0,102	10,82	0,123	12,14
STA0	- 0,041	- 3,32	- 0,039	- 3,22
STA2	0,054	5,48	- 0,003	- 0,26
STA3	- 0,107	- 5,74	- 0,195	- 5,72
TP1	- 0,153	- 8,49	- 0,350	- 10,58
TP2	- 0,005	- 0,29	- 0,430	- 2,99
TP3	- 0,059	- 3,18	- 0,126	- 2,67
LHH1	0,808	28,67	0,421	10,07
CS1	0,581	22,82	0,572	26,08
CS2	0,320	19,75	0,293	22,35
CS3	0,154	11,54	0,113	8,26
CS4	- 0,016	- 1,04	0,017	0,87
CS5	0,038	2,45	0,085	8,82
SECT1	0,016	0,43	- 0,071	- 3,45
SECT2P	0,013	0,61	0,019	1,60
SECT2G	0,124	7,52	0,071	6,62
SECT3P	- 0,009	- 0,45	- 0,059	- 3,56
SECT3M	- 0,017	- 0,95	- 0,030	- 1,92
SECT3G	0,034	1,78	- 0,044	- 2,82
SECT4P	0,010	0,62	0,003	0,23
SECT4M	0,076	4,68	0,037	3,11
SECT5	- 0,045	- 2,46	- 0,086	- 4,22
SECT6	- 0,001	- 0,08	- 0,012	- 0,78
EQUI	0,035	3,35	0,051	5,53
DIM	0,045	4,78	0,043	4,55
NIGHT	0,066	4,38	0,044	4,66
	Observations : 4 628 R ² = 0,8032		Observations : 5 078 R ² = 0,686	

B - Expérience effective

Variable dépendante : Log du salaire mensuel				
Variable	Femmes		Hommes	
	Coefficient	T de Student	Coefficient	T de Student
Intercept	5,492	53,18	6,995	44,85
DI1	0,044	3,49	0,072	5,32
DI2	0,057	5,90	0,051	6,37
DI3	0,123	9,48	0,096	7,42
DI4	0,111	7,92	0,135	7,83
DI5	0,185	13,31	0,159	10,09
DI6	0,176	8,26	0,206	8,17
DI7	0,318	7,81	0,308	11,05
EXPER	0,009	4,67	0,011	6,57
EXPER_	0,000	- 1,12	0,000	- 2,46
SEN	0,024	13,53	0,024	13,76
SEN_	0,000	- 5,75	0,000	- 6,37
DURCHO	- 0,015	- 3,25	- 0,020	- 4,24
DURCHO ²	0,002	2,59	0,001	2,08
DURINAP	- 0,010	- 3,67	- 0,028	- 2,80
DURINAP ²	0,001	2,85	0,002	2,05
HORS	0,000	0,01	0,011	1,98
HORS ²	0,000	0,20	- 0,002	- 1,45
NBENFA	0,002	0,51	0,007	2,13
CO	0,011	1,52	0,044	5,47
NFR	- 0,002	- 0,11	- 0,006	- 0,39
PARIS	0,099	10,61	0,123	12,12
STA0	- 0,038	- 3,05	- 0,032	- 2,66
STA2	0,055	5,69	- 0,005	- 0,37
STA3	- 0,097	- 5,14	- 0,170	- 4,83
TP1	- 0,150	- 8,36	- 0,340	- 10,20
TP2	- 0,013	- 0,77	- 0,395	- 3,40
TP3	- 0,058	- 3,19	- 0,125	- 2,62
LHH1	0,797	28,56	0,413	9,75
CS1	0,562	22,32	0,562	25,66
CS2	0,302	18,83	0,286	21,91
CS3	0,144	10,91	0,110	8,09
CS4	- 0,025	- 1,60	0,016	0,79
CS5	0,031	1,98	0,080	8,31
SECT1	0,022	0,56	- 0,072	- 3,48
SECT2P	0,016	0,76	0,020	1,65
SECT2G	0,127	7,68	0,071	6,62
SECT3P	- 0,005	- 0,28	- 0,060	- 3,70
SECT3M	- 0,013	- 0,71	- 0,033	- 2,10
SECT3G	0,037	1,92	- 0,041	- 2,62
SECT4P	0,015	0,92	0,006	0,45
SECT4M	0,082	5,09	0,039	3,29
SECT5	- 0,037	- 2,03	- 0,084	- 4,14
SECT6	0,005	0,31	- 0,007	- 0,49
EQUI	0,032	3,11	0,054	5,92
DIM	0,046	4,95	0,042	4,47
NIGHT	0,066	4,39	0,044	4,67
	Observations : 4 628 R ² = 80,6		Observations : 5 078 R ² = 68,9	

ANNEXE 2 (suite)

C - Effets croisés

Variable dépendante : Log du salaire mensuel				
Variable	Expérience potentielle		Expérience effective	
	Coefficient	T de Student	Coefficient	T de Student
Intercept	5,957	66,41	6,027	67,34
FEM	- 0,097	- 5,70	- 0,100	- 5,35
DI1	0,059	4,32	0,059	4,33
DI2	0,054	6,79	0,049	6,10
DI3	0,090	6,93	0,086	6,62
DI4	0,118	6,75	0,118	6,77
DI5	0,152	10,06	0,148	9,76
DI6	0,192	8,09	0,191	8,17
DI7	0,288	11,20	0,283	11,09
FDI1	- 0,005	- 0,25	- 0,007	- 0,39
FDI2	0,018	1,46	0,016	1,29
FDI3	0,059	3,36	0,054	3,06
FDI4	0,014	0,66	0,009	0,43
FDI5	0,063	3,38	0,057	3,02
FDI6	0,013	0,44	0,007	0,24
FDI7	0,048	1,15	0,051	1,23
EXPP	0,010	5,94		
EXPP2	- 0,017	- 2,27		
EXPER	-		0,011	6,69
EXPER ²	-		- 0,023	- 2,45
SEN	0,024	14,67	0,024	14,27
SEN2	- 0,042	- 6,21	- 0,043	- 6,37
DURCHO	-		- 0,018	- 3,72
DURCHO ²	-		0,001	1,73
DURINAP	-		- 0,030	- 2,96
DURINAP ²	-		0,002	2,16
HORS	-		0,011	2,02
HORS ²	-		- 0,002	- 1,58
FEXPP	- 0,006	- 2,69	- 0,002	- 1,58
FEXPP ²	0,016	1,55	- 0,007	- 0,39
FEXPER	-		- 0,003	- 1,36
FEXPER ²	-		0,014	0,96
FSEN	0,001	0,59	0,002	0,77
FSEN_	0,001	0,11	0,000	0,02
FDURCHO	-		0,003	0,49
FDURCHO ²	-		0,017	0,19
FDURINAP	-		0,018	1,74
FDURINAP ²	-		- 0,002	- 1,62
FHORS	-		- 0,010	- 1,14
FHORS ²	-		0,002	1,08
NBENFA	0,003	1,14	0,006	2,10
CO	0,027	4,83	0,024	4,36
NFR	- 0,009	- 0,67	- 0,004	- 0,31
PARIS	0,114	16,36	0,112	16,20
STA0	- 0,039	- 4,43	- 0,034	- 3,94
STA2	0,032	4,09	0,032	4,21
STA3	- 0,131	- 8,07	- 0,115	- 6,94
TP1	- 0,213	- 13,45	- 0,208	- 13,17
TP2	- 0,057	- 3,47	- 0,061	- 3,73
TP3	- 0,097	- 5,66	- 0,095	- 5,58
LHH1	0,691	28,55	0,678	28,20
CS1	0,568	34,07	0,553	33,42
CS2	0,302	29,91	0,291	28,95
CS3	0,139	15,39	0,133	14,82
CS4	- 0,011	- 0,97	- 0,016	- 1,42
CS5	0,083	10,42	0,075	9,51
SECT1	- 0,049	- 2,71	- 0,050	- 2,71
SECT2P	0,020	1,91	0,020	1,96
SECT2G	0,089	9,78	0,090	9,89
SECT3P	- 0,038	- 3,03	- 0,038	- 3,06
SECT3M	- 0,029	- 2,48	- 0,029	- 2,52
SECT3G	- 0,009	- 0,74	- 0,007	- 0,61
SECT4P	0,000	- 0,02	0,003	0,25
SECT4M	0,050	5,26	0,053	5,59
SECT5	- 0,073	- 5,69	- 0,068	- 5,35
SECT6	- 0,015	- 1,51	- 0,011	- 1,14
EQUI	0,050	7,24	0,051	7,41
DIM	0,041	6,13	0,041	6,17
NIGHT	0,046	5,86	0,046	5,87
	Observations : 9 706 R ² = 77,07		Observations : 9 706 R ² = 77,42	

ANNEXE 2 (suite)

D - Expérience effective (temps complet seulement)

Variable dépendante : Log du salaire mensuel				
Variable	Femmes		Hommes	
	Coefficient	T de Student	Coefficient	T de Student
Intercept	7,221	29,94	7,539	49,44
DI1	0,051	3,58	0,080	5,76
DI2	0,058	5,31	0,053	6,57
DI3	0,134	9,12	0,102	7,79
DI4	0,105	6,78	0,132	7,67
DI5	0,183	11,72	0,161	10,17
DI6	0,199	8,02	0,209	8,33
DI7	0,327	7,52	0,319	11,48
EXPER	0,009	4,53	0,011	6,28
EXPER ² *100	- 0,003	- 0,29	- 0,018	- 1,97
SEN	0,026	13,01	0,024	13,62
SEN ² *100	- 0,046	- 6,06	- 0,044	- 6,35
DURCHO	- 0,014	- 2,56	- 0,022	- 4,68
DURCHO ²	0,001	1,77	0,002	2,28
DURINAP	- 0,010	- 2,76	- 0,023	- 1,72
DURINAP ²	0,001	2,68	0,001	0,62
HORS	0,007	0,88	0,013	2,41
HORS ²	- 0,002	- 1,37	- 0,003	- 2,40
NBENFA	- 0,001	- 0,27	0,007	1,90
CO	0,029	3,51	0,047	5,81
NFR	0,006	0,26	- 0,005	- 0,30
PARIS	0,102	10,42	0,119	11,74
STA0	- 0,045	- 3,15	- 0,036	- 2,89
STA2	0,036	3,28	- 0,014	- 1,08
STA3	- 0,218	- 6,14	- 0,222	- 4,23
LHH1	0,318	4,84	0,264	6,37
CS1	0,573	20,66	0,577	26,64
CS2	0,306	17,44	0,289	22,06
CS3	0,137	9,46	0,115	8,13
CS4	- 0,036	- 1,99	0,024	1,16
CS5	0,008	0,53	0,079	8,11
SECT1	0,053	1,74	- 0,066	- 3,10
SECT2P	0,054	2,27	0,023	1,89
SECT2G	0,112	6,89	0,068	6,43
SECT3P	- 0,011	- 0,53	- 0,054	- 3,22
SECT3M	- 0,029	- 1,52	- 0,031	- 2,01
SECT3G	0,018	0,86	- 0,042	- 2,65
SECT4P	0,035	1,97	0,012	0,87
SECT4M	0,104	5,85	0,040	3,39
SECT5	- 0,018	- 0,82	- 0,072	- 3,58
SECT6	0,006	0,37	- 0,001	- 0,04
EQUI	0,041	3,91	0,052	5,67
DIM	0,050	4,56	0,044	4,61
NIGHT	0,076	5,00	0,046	4,96
	Observations : 3 156 R ² = 64,80		Observations : 4 869 R ² = 62,36	

E - Expérience effective : équations corrigées du biais de sélection

Variable dépendante : Log du salaire mensuel				
Variable	Femmes TC		Hommes TC	
	Coefficient	T de Student	Coefficient	T de Student
Intercep	7,279	47,49	7,592	65,16
DI1	0,045	3,01	0,076	5,44
DI2	0,048	4,01	0,048	5,89
DI3	0,117	7,11	0,097	6,98
DI4	0,092	5,52	0,127	7,85
DI5	0,161	8,98	0,154	10,63
DI6	0,179	7,74	0,203	9,33
DI7	0,304	9,06	0,313	13,28
EXPER	0,009	4,42	0,010	6,38
EXPER ² *100	- 0,003	- 0,31	- 0,017	- 2,00
SEN	0,025	12,90	0,023	13,69
SEN ² *100	- 0,015	- 6,10	- 0,042	- 6,20
DURCHO	- 0,015	- 2,63	- 0,023	- 5,07
DURCHO2	0,001	1,44	0,002	3,01
DURINAP	- 0,011	- 2,94	- 0,023	- 1,72
DURIN2	0,001	2,20	0,001	0,58
HORS	0,006	0,86	0,013	2,36
HORS2	- 0,002	- 1,35	- 0,003	- 2,24
NBENFA	0,007	1,15	0,007	2,15
CO	0,030	3,63	0,032	3,37
NFR	0,016	0,81	0,005	0,34
PARIS	0,100	10,68	0,116	12,49
STA0	- 0,044	- 3,37	- 0,035	- 2,85
STA2	0,036	3,28	- 0,014	- 1,08
STA3	- 0,219	- 5,88	- 0,221	- 5,31
LHH1	0,316	7,73	0,262	8,42
CS1	0,573	23,48	0,576	31,27
CS2	0,305	17,69	0,288	22,33
CS3	0,137	8,95	0,113	7,75
CS4	- 0,037	- 2,04	0,023	1,10
CS5	0,007	0,42	0,077	7,28
SECT1	0,057	1,42	- 0,062	- 2,85
SECT2P	0,056	2,77	0,023	2,11
SECT2G	0,111	6,13	0,068	5,76
SECT3P	- 0,010	- 0,47	- 0,053	- 3,19
SECT3M	- 0,029	- 1,42	- 0,030	- 1,93
SECT3G	0,018	0,88	- 0,042	- 2,47
SECT4P	0,036	2,21	0,012	0,96
SECT4M	0,104	6,25	0,039	3,26
SECT5	- 0,017	- 0,86	- 0,073	- 3,97
SECT6	0,006	0,40	- 0,001	- 0,04
EQUI	0,041	3,24	0,052	5,30
DIM	0,051	4,99	0,044	4,95
NIGHT	0,076	4,96	0,046	5,07
IMR	- 0,044	- 2,23	- 0,062	- 3,02
	Observations : 3 155 R ² = 64,36		Observations : 5 715 R ² = 0,6193	

Source : EJC 1997, Insee.