

L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ?

Dominique Meurs* et Sophie Ponthieux**

En 2002, l'écart entre les salaires mensuels moyens des femmes et des hommes est de 25,3 %, soit à peine un point de moins que ce qu'il était en 1990. Qui plus est, les composantes de cet écart, qu'elles soient structurelles, c'est-à-dire résultant de différences de caractéristiques productives et d'emplois occupés, ou qu'elles proviennent des différences de rendement de ces caractéristiques, sont restées extrêmement stables : quelle que soit l'année considérée dans cette période, 75 % de l'écart des salaires proviennent des différences de structure des emplois, le facteur le plus important étant la durée de travail. Enfin, on constate également une grande stabilité de la dispersion des rémunérations sur la période, dans un contexte de faible progression des salaires.

La stabilité de l'écart des salaires mensuels entre les femmes et les hommes et de la composition de cet écart peut être jugée étonnante : en effet, le niveau moyen d'éducation des femmes a dépassé celui des hommes et continue de progresser, les dispositions légales interdisent la discrimination quelle qu'en soit la forme, et elles promeuvent l'égalité professionnelle. En outre, sur la période étudiée, la réforme de l'allocation parentale d'éducation en 1994 d'une part, la réforme des 35 heures d'autre part, auraient pu avoir un impact sur les différences de salaires. Mais la répercussion de ces tendances comme de ces chocs apparaît extrêmement modeste sur la répartition des femmes et des hommes par métier, fonction, secteur et durée de travail. C'est là la source majeure de l'inégalité salariale entre les femmes et les hommes et le principal facteur de sa persistance. L'écart des salaires entre les femmes et les hommes pourrait encore baisser, à condition de trouver les leviers qui feront changer les comportements et les choix professionnels.

* Ermes, Université de Paris-II. Courriel : meurs@u-paris2.fr

** Insee – Division Conditions de vie des ménages. Courriel : sophie.ponthieux@insee.fr

Nos remerciements à Ariane Pailhé (Ined), Robert Breunig et Tüe Gorgens (Australia National University), ainsi qu'aux deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques, commentaires et conseils ; toute éventuelle erreur serait évidemment de notre entière responsabilité.

En France depuis la fin des années 1960, le salaire moyen des femmes s'est notablement rapproché de celui des hommes, reflétant les progrès vers une plus grande égalité entre les sexes. Ce mouvement de resserrement semble toutefois presque en panne depuis les années 1990 : en considérant l'ensemble des salariés (cf. encadré 1), l'écart des salaires mensuels moyens entre les femmes et les hommes s'établit à 25,3 % en 2002, soit à peine un point de moins que son niveau de 1990.

Cette « panne » n'est pas spécifique à la France : en effet, on constate le phénomène dans la plupart des autres pays d'Europe (EIRO, 2002), y compris ceux qui étaient le plus « en avance » dans le domaine (Suède, cf. Edin et Richardson, 2002 ; Danemark, cf. Datta Gupta *et al.*, 2006), ainsi qu'aux États-Unis (Blau et Kahn, 2006). Dans tous ces pays, ce ralentissement fait suite à une période de convergence même si celle-ci a pu parfois être contrariée par l'accroissement des inégalités salariales, comme le montrent Blau et Kahn (1997) pour les États-Unis, résumant le phénomène par l'idée de « nage à contre-courant » (*swimming upstream*). Dans quelques pays au contraire l'écart s'est réduit dans les années 1990 ; c'est le cas notamment de l'Espagne, du Portugal ou de l'Irlande, où l'écart de salaire s'établit dans une fourchette de 20 à 25 %, mais aussi de la Norvège, où l'écart était déjà resserré, de l'ordre de 15 % (Asplund, 1997).

Cela n'est pas non plus la première « panne » : les séries longues sur les salaires (Insee, 2001) permettent d'en repérer d'autres dans le passé, par exemple de 1968 à 1973, ou de 1984 à 1987. Mais le sur-place des années 1990 en France, est particulièrement long et étonnant (1) : les femmes participent massivement au marché du travail, leur niveau moyen d'éducation a rejoint sinon dépassé celui des hommes, et les dispositions légales interdisent les discriminations, qu'elles soient purement salariales ou de toute autre nature. Alors où sont les blocages ?

Depuis les travaux de Blinder (1973) et d'Oaxaca (1973), il est courant d'analyser l'écart des salaires entre deux groupes d'individus comme composé de deux parties : l'une qui correspond à des différences structurelles constatées entre les deux groupes (niveau d'éducation, expérience, secteur d'activité, etc.), l'autre à une différence du rendement entre les salariés des deux groupes pour ces mêmes caractéristiques. En comparaison inter-temporelle de nombreuses études (Juhn *et al.*, 1991 ; Blau et Kahn, 1997 ; Fortin

et Lemieux, 1998 ; Blau et Kahn, 2004) ont mis en évidence que l'évolution de l'écart des salaires entre groupes de salariés peut également être affectée par des variations de la dispersion des salaires.

Pour expliquer le sur-place on peut donc faire *a priori* trois hypothèses. La première est celle de l'inertie : les différences de structure et de rendement sont restées les mêmes, et la dispersion des salaires n'a pas changé – hypothèse néanmoins assez peu vraisemblable sur une période aussi longue. La deuxième est celle de la neutralisation entre les composantes de l'écart des salaires, à structure des salaires inchangée. La troisième est celle de la compensation entre une variation due aux facteurs structurels de l'écart et une variation de la dispersion des salaires.

Cette étude vise à évaluer, dans le cas de la France depuis le début des années 1990, comment ces facteurs ont pu jouer pour expliquer que l'écart des salaires n'ait finalement pas changé. Les écarts de salaires sont analysés pour les salaires mensuels et non les salaires horaires ; cette option permet d'isoler l'effet des différences de temps travaillé dans l'écart des gains entre les femmes et les hommes. Une autre option aurait consisté à mener séparément une analyse sur l'écart de salaires horaires apparents (que les données permettent de calculer à partir des salaires mensuels et des horaires hebdomadaires) et une analyse sur la différence des heures de travail. Nous l'avons écartée, car une telle approche reposerait sur deux hypothèses qui semblent assez peu réalistes : l'une, que les taux horaires de rémunération sont indépendants du nombre d'heures travaillées, et l'autre que les salariés choisissent leur nombre d'heures de travail. Or d'une part, les emplois pour lesquels les taux de rémunération horaire sont les plus faibles sont aussi plus souvent qu'en moyenne associés à des durées de travail inférieures au temps complet (Le Minez, 1999). D'autre part, une large proportion des emplois ne sont pas offerts « à l'heure », mais pour une durée contractuelle associée à une rémunération forfaitaire (les heures effectuées au-delà de cette durée étant rémunérées à un taux supérieur à celui des heures contractuelles).

1. Notre étude s'arrête en 2002 pour des raisons d'homogénéité des données. Selon les enquêtes Forces de Travail, l'écart des salaires horaires est resté stable de 2003 à 2005 ; il est donc peu probable qu'un resserrement significatif des salaires mensuels se soit produit depuis la fin de la période étudiée.

À l'aune des salaires des hommes, les salaires des femmes n'ont pas progressé depuis 1990

En 2002, l'écart entre les salaires mensuels moyens des femmes et des hommes est de 25,3 %, contre 26,2 % en 1990. Il est donc difficile de parler de « resserrement » pour une variation d'à peine 1 point en plus de 10 ans. Le même constat vaut d'ailleurs, à un niveau de l'écart évidemment plus faible, pour les salaires horaires apparents (2) : l'écart des moyennes est passé de 12 % à 11 % entre les mêmes années (cf. graphique I).

Entre ces deux années les variations n'ont été que de faible amplitude, mais on peut toutefois opposer deux sous-périodes : de 1990 à 1994, l'écart des salaires augmente légèrement ; à partir de 1997, il baisse faiblement, mais de façon continue jusqu'en fin de période.

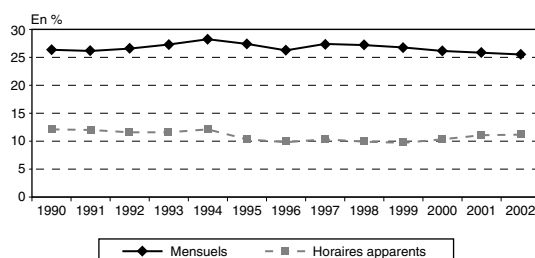
La stabilité de l'écart des moyennes masque-t-elle des variations, qui se seraient globalement

compensées, dans les distributions des salaires des hommes et ceux des femmes ? Une représentation des distributions par le graphique des densités (3) permet un premier constat (cf. graphique II) : le profil des distributions apparaît surtout stable. Néanmoins, pour les femmes, la courbe apparaît un peu plus « aplatie » en 2002 qu'en 1990, signalant un accroissement de la dispersion de leurs salaires ; on observe également une légère déformation de l'écart entre les distributions dans la zone des bas salaires.

Un examen plus détaillé de l'évolution des ratios interdéciles (D9/D1, D9/D5 et D5/D1) des salaires des hommes et de ceux des femmes confirme cette impression (cf. graphique III-A) : du côté des hommes, la stabilité est remarquable. Il n'en va pas tout à fait de même pour les femmes : la dispersion des salaires a connu une phase de croissance continue jusqu'en 1998, et diminué ensuite sans toutefois retomber à son niveau de début de période, ce mouvement résultant essentiellement de la dégradation relative des salaires du bas de la distribution.

L'effet de cette inégalité croissante des salaires entre les femmes se retrouve dans l'évolution des ratios hommes/femmes des déciles de salaires (cf. graphique III-C) : le premier décile des salaires des hommes est de 70 %

Graphique I
Écart des salaires moyens



Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.
Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

2. Les salaires horaires apparents correspondent au salaire mensuel rapporté au nombre d'heures de travail.

3. Le graphique des densités, obtenu par la méthode des kernels, diffère d'un histogramme par le fait que les classes de salaires sur lesquelles sont calculées les fréquences ne sont pas disjointes, ce qui lisse les variations le long de la courbe, et qu'à l'intérieur de chaque intervalle les valeurs sont pondérées en fonction de leur distance au centre.

Encadré 1

SOURCE ET CHAMP DE L'ÉTUDE

L'étude est réalisée à partir des données des enquêtes *Emploi* annuelles de 1990 à 2002. On dispose ainsi d'une série d'enquêtes homogène sur la période, ce qui est important pour des comparaisons dans le temps. À partir de 2003, l'enquête annuelle est devenue enquête en continu, la méthodologie a changé et la définition de certaines variables a été modifiée ; c'est pourquoi notre étude s'arrête en 2002.

Les enquêtes *Emploi* ont l'intérêt de porter sur l'ensemble des salariés, qu'ils travaillent dans le secteur privé ou dans le secteur public, à temps complet ou à temps partiel, et de fournir de nombreuses informations tant sur les individus (caractéristiques individuelles et familiales) que sur les emplois qu'ils occupent. En outre, comme l'enquête concerne l'ensemble de la population âgée de 15 ans et plus, on dispose égale-

ment d'informations sur les individus en âge de travailler quel que soit leur statut d'occupation, ce qui permet de traiter le problème de la sélection dans l'emploi (cf. encadré 3).

Pour rendre compte de l'ensemble des facteurs susceptibles d'avoir varié significativement sur la période considérée, il paraît naturel de raisonner sur le plus large ensemble possible des salariés. Dans cette optique, seules deux restrictions ont été apportées à la population prise en compte : d'une part, seuls les salariés dont l'horaire habituel hebdomadaire est au moins égal à 10 heures sont retenus dans l'étude ; d'autre part, nous avons exclu du champ les statuts à la limite des études et de l'emploi (apprentis et stagiaires de la formation professionnelle).

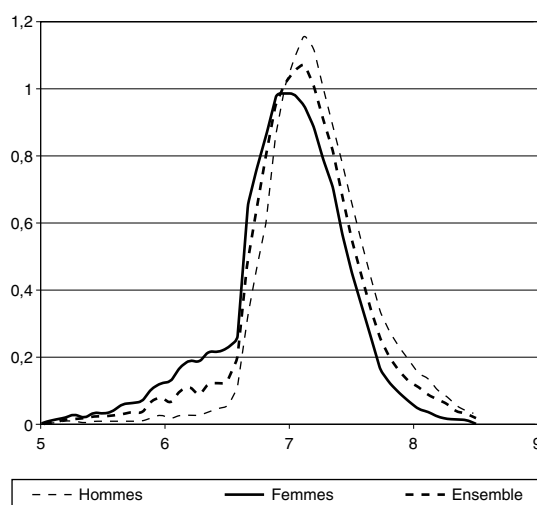
supérieur à celui des femmes en 2002, 10 points de plus qu'en 1990. Par contre à la médiane l'écart est plus faible et stable, et dans le haut de la distribution, à D9, l'évolution du ratio serait plutôt orientée à la baisse. Ces variations n'ont toutefois pas modifié les positions respectives des femmes et des hommes dans la distribution de l'ensemble des salaires, comme on peut le constater en obser-

vant la très faible évolution des percentiles moyens (cf. graphique IV).

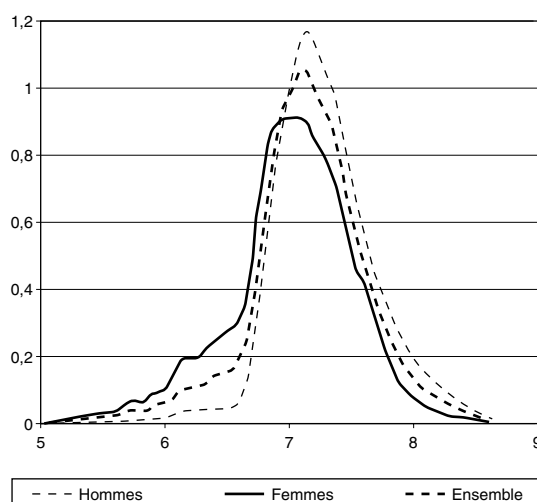
Au final, exception faite du décrochage des bas salaires des femmes, les écarts de salaires et des hiérarchies salariales apparaissent surtout

Graphique II
Distribution (densité) des salaires mensuels en 1990 et 2002

A – En 1990



B – En 2002



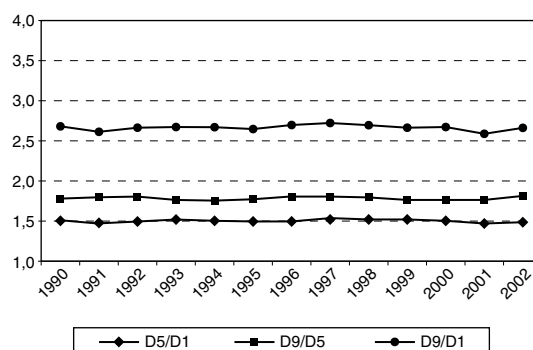
Lecture : la distribution des salaires des femmes est décalée sur la gauche par rapport à celle des salaires des hommes, reflétant des salaires inférieurs ; elle apparaît plus « aplatie », ce qui est dû à la plus grande dispersion de leurs salaires. La courbe des salaires des femmes est au-dessus de celle des salaires des hommes pour les salaires les plus bas, indiquant que la fréquence des bas salaires est plus élevée pour les femmes que pour les hommes, et à l'inverse pour les plus hauts salaires, c'est la courbe des salaires des hommes qui est au-dessus.

Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.

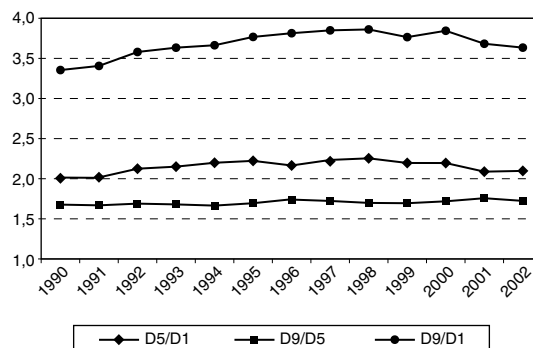
Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

Graphique III
Évolution de la dispersion des salaires des hommes et des femmes et de l'inégalité des distributions des salaires

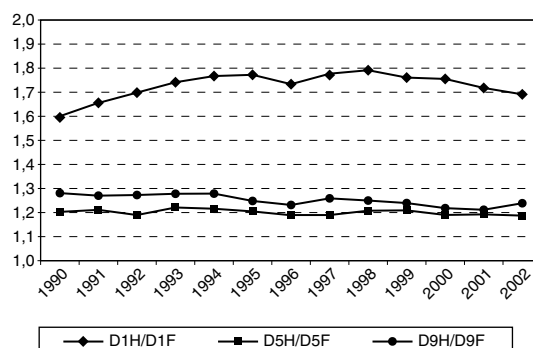
A – Ratios interdéciles : hommes



B – Ratios interdéciles : femmes



C – Déciles hommes / déciles femmes



Lecture : en 1990, le seuil du premier décile de la distribution des salaires mensuels des hommes était égal à 1,6 fois le seuil du premier décile de la distribution des salaires mensuels des femmes. D1 correspond au premier décile de la distribution (90 % des salaires mensuels sont supérieurs à ce seuil), D9 correspond au dernier décile (10 % des salaires sont supérieurs à ce seuil) et D5 à la médiane.

Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

stables ; cette stabilité est sans doute en partie à rapprocher du contexte de faible progression des rémunérations salariales en termes réels sur la période, particulièrement de 1993 à 1999 (cf. Desplatz *et al.*, 2004).

Analyser les composantes de l'écart des salaires : le cadre théorique

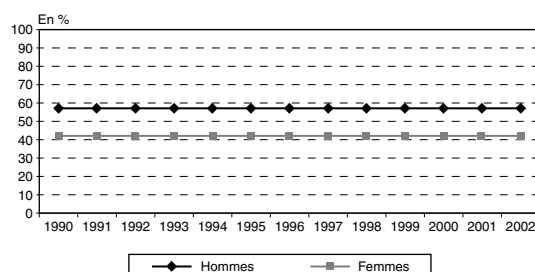
Le cadre théorique de l'analyse statistique des écarts de salaire entre les hommes et les femmes repose principalement sur la théorie du capital humain et les théories de la discrimination.

Suivant la théorie du capital humain, les différences de salaire reflètent les différences de productivité des individus, elles-mêmes résultant des différences de leurs investissements en capital humain (Becker, 1964). Ce cadre théorique prédit que les femmes, anticipant que leurs responsabilités familiales ne leur permettront pas d'offrir autant d'heures de travail que les hommes, investissent moins que les hommes dans leur formation (car un fort investissement ne serait pas rentable) ; l'écart qui en résulte expliquerait ainsi l'inégalité des salaires (Mincer et Polachek, 1974). Par ailleurs, un niveau donné de capital humain ne procurera pas le même rendement quel que soit l'emploi occupé (4). En outre, l'écart « quantitatif » de formation devrait expliquer une part de plus en plus faible des écarts de salaire à mesure que les niveaux d'éducation des femmes rejoignent (voire dépassent) ceux des hommes. Néanmoins, on peut aussi avoir de la formation une vision plus qualitative, tenant compte des filières éducatives et des spécialités

de diplôme : les différences demeurent en effet, de ce point de vue, importantes.

Les théories de la discrimination (5) visent à expliquer ce qui, dans l'écart des rémunérations, ne provient pas des différences de caractéristiques productives des travailleurs, mais de leur seule appartenance à un groupe. Selon Becker (1957), la discrimination résulte des préjugés des employeurs, des consommateurs ou des salariés. Si certains employeurs éprouvent des préjugés à l'encontre de certains groupes, employer des membres de ces groupes implique un « coût psychologique », et ces employeurs vont chercher à attirer plutôt les membres des autres groupes en leur offrant des salaires plus élevés. Les employeurs non sujets à ces préjugés peuvent ainsi bénéficier d'une main-d'œuvre moins coûteuse ; le libre jeu de la concurrence devrait alors aboutir à la faillite des entreprises qui discriminent. Toutefois Arrow (1971) montre qu'un tel mécanisme régulateur ne joue pas lorsque la discrimination provient des préjugés des consommateurs ou des autres salariés. L'attribut sur lequel portent les préjugés devient un paramètre dont l'employeur rationnel doit tenir compte dans son calcul économique ; selon les caractéristiques de la demande de produits et de l'offre de travail, cela se traduira par des combinaisons variables de ségrégation et de discrimination salariale. Arrow (1972) et Phelps (1972) proposent avec les théories de la discrimination statistique une deuxième ligne d'analyse qui explique la persistance de la discrimination salariale, fondée cette fois sur des imperfections d'information. Celle-ci peut provenir de difficultés d'observation de la qualité d'un candidat selon son groupe d'appartenance. À productivité moyenne égale, l'employeur prendra moins de risque en embauchant de préférence les salariés appartenant au groupe pour lequel l'information est plus précise (Aigner et Cain, 1977). Dans une approche plus large de la discrimination statistique, les groupes peuvent différer par leur productivité moyenne. S'il est trop coûteux pour un employeur d'observer la « productivité » individuelle d'un candidat à un emploi, il lui est plus facile de supposer que tous les candidats ayant une même caractéristique démographique auront la même productivité. Par exemple, si l'employeur pense, à tort ou à raison, que les femmes quittent leur emploi après la naissance d'un enfant, il évitera d'em-

Graphique IV
Rang moyen des femmes et des hommes dans la distribution des salaires



Lecture : le rang moyen est obtenu en calculant les percentiles de la distribution des salaires pour l'ensemble des observations ; chaque observation est alors associée à un centile, dont la moyenne est par construction, pour l'ensemble des observations, égale à 50. Le calcul de cette moyenne séparément pour les hommes et pour les femmes indique leur position respective dans cette échelle des salaires.

Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

4. En particulier, de nombreux travaux ont mis en évidence, dans la foulée de l'étude initiale de Dickens et Katz (1987), l'effet du secteur d'activité dans les différentiels de salaire.

5. Développées à l'origine aux États-Unis, par rapport à la discrimination et la ségrégation raciale.

baucher des femmes sur des postes où les coûts de remplacement sont élevés ; s'il croit que les femmes sont, du fait de leurs responsabilités familiales, moins disponibles que les hommes, il préférera ces derniers pour certaines fonctions et les femmes auront plus de difficultés que les hommes à obtenir des promotions (Lazear et Rosen, 1990). Cette prédiction peut être auto-réalisatrice : si les femmes occupent des emplois moins rémunérés, ou sont exclues de certaines fonctions, elles peuvent trouver moins de motifs à se former, à s'investir dans leur carrière, voire à rester actives. Dans ce raisonnement, on voit qu'on opère un glissement de la discrimination salariale « pure », à savoir une différence de salaire à caractéristiques identiques, à une vue plus large des inégalités salariales puisque des différences constatées (par exemple, des écarts de formation) peuvent provenir d'effets en retour. Becker (1985) avance ainsi qu'une discrimination salariale même limitée sur le marché du travail peut générer un partage inégal des tâches domestiques et des tâches marchandes au sein des ménages et déboucher sur une inégalité bien plus importante des revenus en défaveur des femmes que la discrimination initiale.

Les méthodes de décomposition de l'écart des salaires entre deux groupes de salariés qui ont été développées depuis les années 1980 s'inscrivent dans la lignée de ces deux perspectives (pour une présentation détaillée de ces méthodes et des options retenues pour cette étude, cf. encadré 2). Elles reposent le plus souvent sur l'estimation de fonctions de gains et visent à identifier, dans l'écart des salaires estimés, ce qui résulte des différences de caractéristiques entre deux groupes – souvent dénommée « part expliquée » –, et ce qui provient du fait que les mêmes caractéristiques ne sont pas rémunérées de la même façon selon que les individus appartiennent à l'un ou à l'autre de ces groupes – ou « part inexpliquée » (6), interprétée par convention comme une mesure de la discrimination salariale (7).

L'estimation des équations de gain comporte une difficulté récurrente : on observe uniquement les salaires des individus en emploi, or si ceux-ci ne sont pas une sous-population aléatoire de la population pertinente, les estimateurs risquent donc d'être biaisés (cf. encadré 3). En outre, il est probable que les mécanismes qui filtrent les femmes et les hommes dans l'emploi ne sont pas les mêmes. La solution standard consiste à corriger ce biais en ajoutant dans l'équation de gains un paramètre dérivé de la probabilité, évaluée séparément pour les femmes et pour les

hommes, d'appartenir à la population des salariés (8). Cette correction se traduit par l'addition d'un terme de « sélectivité », que l'on peut isoler comme une composante distincte de l'écart des salaires. L'écart salarial total une année donnée peut ainsi s'analyser comme la somme de trois « écarts » : celui dû aux différences des caractéristiques, celui dû aux différences des rendements, et celui dû à la différence des probabilités de sélection dans l'emploi.

L'inertie ?

L'hypothèse de l'inertie implique que, sur la période, les différences entre les femmes et les hommes, le rendement relatif de leurs caractéristiques, et l'effet relatif des différences de probabilité d'accéder à l'emploi salarié n'ont pas changé. Dans ce cas, ni le niveau des composantes ni celui de l'écart total ne changerait au-delà de très faibles variations. À première vue, cette hypothèse pourrait être la bonne, comme le montre le niveau des composantes, estimées avec la méthode d'Oaxaca et Ransom, pour chacune des années de la période étudiée (cf. graphique V).

L'écart provient en effet massivement, du début à la fin de la période, des différences structurelles (caractéristiques productives des individus et caractéristiques des emplois) : elles déterminent un écart salarial de 19,0 % en 2002, contre 18,6 % en 1990. À l'inverse, l'écart dû aux différences du rendement des caractéristiques a légèrement baissé, passant de 7,8 % à 6,9 %.

Si l'on interprète cet écart comme une mesure de la discrimination salariale, cela tendrait à prouver une certaine efficacité dans l'applica-

6. Précisément, inexpliquée par les différences des caractéristiques observables prises en compte. Le résultat de la décomposition est en effet très dépendant de la spécification des équations de gain, de la qualité de la mesure et du degré de détail des variables retenues (cf. encadré 1). De ce fait, il est difficile d'interpréter la part non expliquée par les différences de caractéristiques en termes de discrimination salariale ; elle résulte aussi en partie des différences concernant des caractéristiques mal prises en compte, le plus souvent parce que les données ne le permettent pas (par exemple l'expérience professionnelle effective est une information rarement disponible), ou non observées (par exemple, la productivité « réelle » des individus).

7. Notons qu'il est possible d'estimer la discrimination salariale sans recourir à des équations de salaire mais à partir de fonctions de production, qui permettent de distinguer écarts de productivité et écarts de salaire (Hellerstein et al., 1999 ; Crépon et al., 2003). Il faut pour cela disposer de données appariées individus-entreprises, mais celles-ci ne couvrent que le secteur privé, et les informations sur les individus sont souvent peu détaillées notamment en ce qui concerne les caractéristiques familiales.

8. Les résultats présentés dans la suite sont ceux obtenus avec les estimations incluant cette correction. Les résultats des estimations (équation de participation et équation de salaires) sont donnés dans les annexes 1 et 2.

Encadré 2

L'ÉVALUATION DES COMPOSANTES DE L'ÉCART DES SALAIRES ENTRE FEMMES ET HOMMES

Les méthodes de décomposition des écarts de salaire partent toutes de l'estimation d'équations de gains « à la » Mincer :

$$W_i = X_i \cdot \beta_i + u_i \quad (1)$$

où W_i correspond au logarithme du salaire de l'individu i , X_i est le vecteur de ses caractéristiques (les variables explicatives introduites dans la régression), β_i le vecteur de leurs coefficients estimés et u_i le résidu, de moyenne nulle et d'écart type σ .

Le principe général des décompositions

Quelle que soit la technique employée, décomposer l'écart salarial qui existe entre deux groupes d'individus revient à mesurer ce qui, dans cet écart, relève des différences entre les caractéristiques des deux groupes (capital humain, type d'emploi occupé, etc.) ou « part expliquée » de l'écart, et ce qui a pour origine une différence de la valorisation de ces caractéristiques entre les deux populations, dite « part non expliquée » (ou discrimination salariale). Si toutes les caractéristiques pertinentes étaient prises en compte et que la structure des deux populations était la même pour l'ensemble des variables considérées (éducation, expérience, emplois, etc.), tout écart salarial ne pourrait provenir que d'un écart de rendement de ces caractéristiques. À l'inverse, si les rendements étaient similaires, l'écart de salaire moyen résulterait entièrement d'effets structurels. Ceux-ci peuvent d'ailleurs être eux-mêmes issus de diverses formes de ségrégation, qu'elles se manifestent sur le marché du travail (par exemple, barrières dans l'accès à certains emplois) ou qu'elles résultent de facteurs en amont du marché du travail (orientation dans les filières éducatives, interruptions de carrière professionnelle, etc.).

La première méthode de décomposition de l'écart salarial proposée, la même année (1973), par Oaxaca et par Blinder, consiste en une formulation de la différence des salaires entre les hommes et les femmes à partir de la « soustraction » des salaires estimés séparément pour les premiers et les secondes. En réarrangeant les termes de l'équation mincérienne prise comme point de départ, on obtient alors l'expression suivante :

$$\bar{W}^M - \bar{W}^F = \hat{\beta}^M (\bar{X}^M - \bar{X}^F)' + \bar{X}^{F'} (\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^F) \quad (2)$$

Le premier terme ($\hat{\beta}^M (\bar{X}^M - \bar{X}^F)'$) représente l'écart des différences des caractéristiques des hommes et des femmes valorisé par les rendements des hommes (c'est la part dite « expliquée » de l'écart), le second ($\bar{X}^{F'} (\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^F)$) correspond à la différence entre les rendements des caractéristiques pour les hommes et pour les femmes estimée aux caractéristiques moyennes des femmes (part non expliquée par les différences de caractéristiques).

Deux difficultés bien connues sont importantes à noter dans la mise en œuvre de cette démarche : d'une part, la sensibilité à la spécification des équations de gain,

et d'autre part, l'importance de la norme choisie pour valoriser l'écart des caractéristiques.

Spécification de l'équation de gains

Plus l'équation est « riche » en variables, mieux l'écart est expliqué. Mais cette bonne qualité de l'explication de l'écart peut aussi masquer des mécanismes de ségrégation à l'origine des écarts salariaux constatés (Blau et Ferber, 1987) : une faible discrimination salariale au sens strict n'est pas incompatible avec une forte ségrégation. Par exemple, si à capital humain identique plus d'hommes que de femmes deviennent cadres ou sont employés dans des secteurs plus rémunérateurs, tenir compte de la catégorie professionnelle ou du secteur d'activité permet de rendre compte d'une plus grande part de l'inégalité salariale, mais une partie de la composante « expliquée » correspond alors à la répercussion sur les salaires des inégalités dans l'accès à différentes catégories d'emplois. Par ailleurs, quelle que soit la spécification, il est difficile d'avoir une interprétation de la part non expliquée de l'écart des salaires exclusivement en termes de « discrimination ». En effet, des variables peuvent ne pas être observées, des erreurs peuvent affecter la mesure des variables observées : tout cela affecte la « part non expliquée ».

Ce point peut être illustré en comparant les décompositions de l'écart salarial selon que la spécification est plus ou moins étendue (cf. tableau A). Ici on compare, pour l'année 2002, les résultats obtenus avec deux spécifications : une spécification restreinte aux variables de capital humain (éducation, expérience, ancienneté) et des variables de contrôle (nombre d'heures de travail, nationalité, région) ; une spécification étendue, ajoutant à la précédente les caractéristiques des emplois (secteur, occupation, niveau de qualification, type de contrat, etc.).

La part « non expliquée » est presque divisée par trois avec la spécification étendue ; réciproquement, la part « expliquée » est de plus du double. Avec la première spécification, on pourrait dire que l'essentiel de l'écart des salaires résulte de « discrimination », et avec la seconde, que l'essentiel de l'écart s'explique par les différences des caractéristiques observées.

À des fins analytiques, il nous a semblé préférable d'identifier le mieux possible les facteurs de l'écart des salaires ; pour cela, nous retenons la version de la spécification la plus étendue, et nous complé-

Tableau A
Composition de l'écart des salaires moyens selon la spécification de l'équation de gains

	En %	
	Restreinte	Étendue
Part « non expliquée »	68,0	23,5
Part « expliquée »	32,0	76,5



Encadré 2 (suite)

tons la décomposition usuelle d'une décomposition détaillée de la « part expliquée ». Cela revient à écrire l'écart des caractéristiques comme la somme des écarts de plusieurs sous-ensembles j de caractéristiques :

$$(\bar{X}^M - \bar{X}^F) = \sum_{j=1}^J (\bar{X}_j^M - \bar{X}_j^F)$$

Il n'est en revanche pas possible de détailler de la même façon la « part inexpliquée » : en effet, l'estimation de l'écart des rendements par sous-ensembles de caractéristiques est dépendante du choix de la modalité de référence pour les variables dichotomiques (Oaxaca et Ransom, 1999).

Choix d'une norme de référence

La seconde difficulté dans la mise en œuvre de la technique de décomposition de l'écart salarial est liée au choix de la norme par laquelle valoriser les différences de caractéristiques. Dans la formulation de la décomposition notée plus haut (II), ce sont les rendements des hommes qui sont employés comme norme. Il aurait été tout aussi acceptable de valoriser l'écart des caractéristiques par les rendements des femmes, ou de choisir une norme différente. Dans le cadre théorique correspondant à ces techniques, l'idéal serait de disposer d'une structure des salaires telle qu'elle s'établirait dans un marché parfaitement concurrentiel, donc sans discrimination, ce qui permettrait d'évaluer la pénalisation ou l'avantage retiré d'une caractéristique innée (sexe, origine).

Oaxaca et Ransom (1994) proposent une formulation générale en réécrivant l'équation (2) de la manière suivante :

$$\bar{W}^M - \bar{W}^F = \beta^* (\bar{X}^M - \bar{X}^F)' + \bar{X}^{*M} (\hat{\beta}^M - \beta^*) + \bar{X}^{*F} (\beta^* - \hat{\beta}^F) \quad (3)$$

Le premier terme mesure la part expliquée, les caractéristiques étant valorisées par la « norme » que représente β^* . Les second et troisième termes mesurent respectivement le supplément de rendement dû au fait d'être un homme, par rapport à la norme, et le déficit de rendement des caractéristiques dû au fait d'être une femme. Leur addition correspond à la part non expliquée de l'écart salarial.

β^* peut être formulé en général de la façon suivante : $\beta^* = \Omega \hat{\beta}^M + (I - \Omega) \hat{\beta}^F$, où Ω est une matrice de poids ; les deux possibilités extrêmes sont $\Omega = I$, et $\beta^* = \hat{\beta}^M$ – on obtient alors l'expression (2) – et $\Omega = 0$, et $\beta^* = \hat{\beta}^F$. Faute de disposer directement d'une mesure de la structure des salaires « nette » de discrimination, il y a diverses possibilités pour déterminer β^* : Reimers (1983) propose $\Omega = 0,5 I$, soit $\beta^* = (\hat{\beta}^M + \hat{\beta}^F)/2$, Cotton (1988) suggère de pondérer par les proportions observées de chaque groupe : $\Omega = p_M I$, où p_M représente la part du groupe M dans la population. Oaxaca et Ransom (1994) considèrent que la structure des salaires estimée pour l'ensemble des salariés (hommes et femmes) peut s'interpréter comme une approximation de la norme concurrentielle qui prévaudrait dans l'économie étudiée ; ils pro-

posent donc d'utiliser les rendements estimés pour l'ensemble de la population des salariés, quel que soit le groupe auquel ils appartiennent, soit $\beta^* = \hat{\beta}^N$.

Pour illustrer la sensibilité des résultats empiriques au choix de la norme, nous avons reporté la part non expliquée de l'écart salarial entre les hommes et les femmes pour l'année 2002 en utilisant la spécification retenue pour l'article et en faisant varier uniquement la norme retenue (cf. tableau B).

La formulation d'Oaxaca et Ransom, qui rejoint celle proposée par Neumark (1988), a l'intérêt de ne pas borner la décomposition par la structure des salaires de l'un ou de l'autre groupe (à la différence des autres pondérations). C'est cette formulation que nous adoptons dans l'article.

L'expression estimée est donc, en incluant la décomposition détaillée de la part expliquée :

$$\bar{W}^M - \bar{W}^F = \sum_{j=1}^J (\hat{\beta}_j^N (\bar{X}_j^M - \bar{X}_j^F)) + \bar{X}^{*M} (\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^N) + \bar{X}^{*F} (\hat{\beta}^N - \hat{\beta}^F) \quad (4)$$

La décomposition de la variation de l'écart des salaires et la prise en compte de la dispersion des rémunérations

Une limite des techniques précédentes est de calculer les composantes de l'écart des salaires sur les différences des moyennes estimées, sans tenir compte des dispersions des rémunérations. Or, si l'on compare entre deux dates (ou entre deux pays), il est tout à fait possible que la déformation de la distribution des rémunérations au cours du temps (ou les différences de la dispersion des rémunérations entre deux pays) ait un impact spécifique sur l'écart salarial entre les hommes et les femmes, qu'il convient alors d'isoler. La méthode proposée par Juhn, Murphy et Pierce (1991) permet de tenir compte de ce facteur, en reformulant l'écriture du résidu de l'équation de gain de la manière suivante :

$$u = \sigma \cdot \theta,$$

avec σ l'écart-type de la distribution des résidus et θ le rang moyen dans la distribution des résidus. À la moyenne, dans une estimation par les moindres carrés, $\sigma \cdot \theta$ est nul par construction. Mais si l'on utilise une autre norme de référence, c'est-à-dire si l'on calcule le salaire hypothétique qu'un homme (ou une femme) moyen percevrait si ses caractéristiques étaient valorisées selon cette norme, il reste un résidu non nul à la

Tableau B
Part non expliquée selon le choix de la norme de référence

Noms des chercheurs				
Oaxaca, Blinder		Reimers	Cotton	Neumark, Oaxaca et Ransom
$\hat{\beta}^M$	$\hat{\beta}^F$	$(\hat{\beta}^M + \hat{\beta}^F)/2$	$\hat{\beta}^M \cdot p_M + \hat{\beta}^F \cdot (1 - p_M)$	$\hat{\beta}^N$
35,2	41,4	38,4	38,2	23,5



Encadré 2 (suite)

moyenne par rapport au salaire moyen effectivement perçu :

$$\bar{W}^{Mhyp} = \hat{\beta}^N \bar{X}^M$$

$$\bar{W}^M = \hat{\beta}^M \bar{X}^M = \hat{\beta}^N \bar{X}^M + \sigma^N \hat{\theta}^M$$

$$\bar{W}^M - \bar{W}^{Mhyp} = \hat{\beta}^M \bar{X}^M - \hat{\beta}^N \bar{X}^M = (\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^N) \bar{X}^M$$

Notons que, dans la formulation ci-dessus, la différence entre le salaire hypothétique et le salaire observé est équivalente à l'avantage masculin (par rapport à la norme) dans l'écart « non expliqué » au sens de Oaxaca et Ransom.

La décomposition proposée par Juhn, Murphy et Pierce (1991) repose sur l'estimation de trois séries de salaires hypothétiques pour les hommes et pour les femmes ; une première estimation est faite à partir des rendements et de la distribution des résidus de la norme choisie :

$$\bar{W}_1^M = \hat{\beta}^N \bar{X}^M + \hat{\sigma}^N \hat{\theta}^M \text{ et } \bar{W}_1^F = \hat{\beta}^N \bar{X}^F + \hat{\sigma}^N \hat{\theta}^F,$$

une seconde en prenant les rendements masculins ou féminins effectivement observés mais en gardant l'écart-type de la distribution des résidus de la norme :

$$\bar{W}_2^M = \hat{\beta}^M \bar{X}^M + \hat{\sigma}^N \hat{\theta}^M \text{ et } \bar{W}_2^F = \hat{\beta}^F \bar{X}^F + \hat{\sigma}^N \hat{\theta}^F,$$

et une troisième enfin en abandonnant cette dernière condition :

$$\bar{W}_3^M = \hat{\beta}^M \bar{X}^M + \hat{\sigma}^M \hat{\theta}^M \text{ et } \bar{W}_3^F = \hat{\beta}^F \bar{X}^F + \hat{\sigma}^F \hat{\theta}^F.$$

Une décomposition possible de l'écart salarial moyen estimé est la suivante :

$$\begin{aligned} \bar{W}^M - \bar{W}^F &= \bar{W}_1^M - \bar{W}_1^F + [(\bar{W}_2^M - \bar{W}_2^F) \\ &- (\bar{W}_1^M - \bar{W}_1^F)] + [(\bar{W}_3^M - \bar{W}_3^F) - (\bar{W}_2^M - \bar{W}_2^F)] \end{aligned}$$

soit :

$$\begin{aligned} \bar{W}^M - \bar{W}^F &= \\ &[(\bar{X}^M - \bar{X}^F) \hat{\beta}^N + (\hat{\theta}^M - \hat{\theta}^F) \hat{\sigma}^N] \\ &+ [(\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^N) \bar{X}^M + (\hat{\beta}^N - \hat{\beta}^F) \bar{X}^F] \\ &+ [\hat{\theta}^M (\hat{\sigma}^M - \hat{\sigma}^N) + \hat{\theta}^F (\hat{\sigma}^N - \hat{\sigma}^F)] \end{aligned} \quad (5)$$

Par rapport à la décomposition précédente (4), cette formulation revient à distinguer trois composantes de l'écart de rémunération entre hommes et femmes : la première est l'écart des caractéristiques observables et inobservables, valorisé par la norme retenue ; la seconde correspond à l'écart des prix pour les caractéristiques observables, et la dernière (somme des deux derniers termes) à l'écart des « prix », représenté ici par l'écart-type de la distribution des résidus, pour les caractéristiques inobservables.

La variation de l'écart au cours du temps (ou la différence d'écarts entre deux pays) s'analyse alors comme l'addition d'un effet quantité (effet de la variation des différences entre les hommes et les femmes des caractéristiques observables et inobservables

entre deux dates) et d'un effet prix (effet de la variation de la valorisation de ces différences). Comme précédemment, il est nécessaire d'introduire pour chaque année une norme par rapport à quoi comparer les rendements masculins et féminins, mais de surcroît il faut déterminer un référentiel commun aux deux dates retenues pour valoriser « à prix constants » les évolutions des différences constatées. Aux problèmes déjà mentionnés du choix de la norme s'ajoute donc le choix de ce référentiel. Cela peut tout aussi bien être les rendements masculins et la dispersion des résidus correspondante de l'année initiale (Juhn, Murphy et Pierce, 1991), ou de l'année terminale (Blau et Kahn, 1997), ou de l'empilement des deux, ou de l'échantillon toutes années confondues.

En désignant par Δ la différence moyenne entre hommes et femmes, on obtient la décomposition suivante de la variation de l'écart salarial moyen entre deux dates :

$$(\bar{W}_2^M - \bar{W}_1^M) - (\bar{W}_2^F - \bar{W}_1^F) = \Delta E + \Delta U$$

où ΔE représente la variation due aux caractéristiques observables, ΔU celle des caractéristiques inobservables ; chaque terme peut être décomposé en un effet quantité et un effet prix de la manière suivante :

$$\Delta E = (\Delta \bar{X}_2 - \Delta \bar{X}_1)' \hat{\beta} + \Delta \bar{X}_2 (\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}) + \Delta \bar{X}_1 (\hat{\beta} - \hat{\beta}_1)$$

Les indices 1 et 2 renvoient respectivement à l'année initiale et l'année terminale de la variable considérée. Le premier terme à droite de l'équation indique la variation des différences des caractéristiques structurales entre les hommes et les femmes valorisée « à prix constants » par le référentiel choisi (noté ici $\hat{\beta}$) ; cela revient à évaluer un effet « quantité ». Le second terme mesure les différences des caractéristiques des salariés hommes et femmes de l'année terminale valorisées par l'écart entre la norme de l'année finale (noté $\hat{\beta}_2$) et le référentiel, le dernier terme les différences des caractéristiques de l'année initiale valorisées par l'écart entre la norme pour cette année (noté $\hat{\beta}_1$) et le référentiel ; la somme des deux derniers termes correspond donc à l'effet « prix », dû au changement de la distribution des salaires (pour la norme choisie) entre l'année initiale et l'année finale.

ΔU peut être décomposé de manière similaire, à savoir un effet « quantité » correspondant à la valorisation de la variation des différences des positionnements des hommes et des femmes dans la distribution des résidus par l'écart type de la distribution des résidus dans l'équation de référence (noté ici σ), et un « effet prix » mesuré par rapport au référentiel σ :

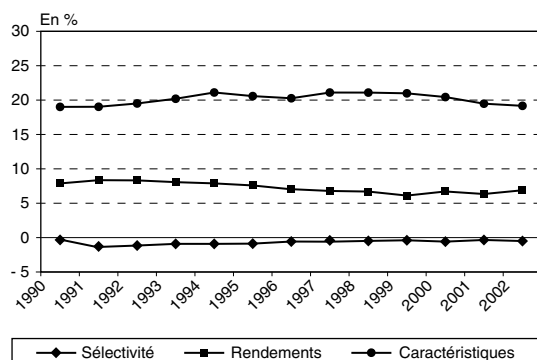
$$\Delta U = (\Delta \theta_2 - \Delta \theta_1)' \cdot \sigma + \Delta \theta_2 \cdot (\sigma_2 - \sigma) + \Delta \theta_1 \cdot (\sigma - \sigma_1)$$

Dans l'article, nous avons choisi de prendre comme norme pour chaque période les rendements calculés sur l'ensemble des salariés et comme référentiel l'année initiale, ce qui permet de simplifier l'écriture. Par ailleurs, la décomposition du résidu a été critiquée : Suen (1997) souligne que le positionnement dans la distribution et la dispersion n'étant pas indépendants, il est hasardeux de l'interpréter en termes de « quan-



tion des différentes législations adoptées depuis l'après-guerre et de l'impulsion européenne sur le sujet : au pire, le cadre légal exclut un recul

Graphique V
Écart dus aux composantes
« caractéristiques », « rendements » et
« sélectivité » de l'écart des salaires mensuels
moyens, 1990-2002



Lecture : cf. tableau A, annexe 1.
Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.
Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

sur ce terrain, et au mieux, ce qui peut subsister de pratiques discriminatoires sur le plan des salaires devrait continuer à décroître. Si on a des réserves sur cette interprétation (cf. encadré 2), il faut se dire que ce n'est à l'évidence pas là le principal réservoir du progrès vers l'égalité des salaires : si, à caractéristiques données, l'écart « non expliqué » disparaissait instantanément, l'écart des salaires moyens demeurerait substantiel.

Quant à la sélectivité (représentée ici comme une composante séparée (9)), son niveau est très faible ; son signe négatif indique que son effet est en faveur des femmes. Cela peut résulter du fait que l'accès à l'emploi est plus sélectif pour

9. Lorsque l'on décompose la sélectivité, l'écart des moyennes est positif, celui des rendements est négatif (cf. tableau A, annexe 1). Si l'on ajoute ces valeurs respectivement à l'écart dû aux caractéristiques et à l'écart dû aux rendements, les niveaux sont légèrement changés (l'écart dû aux rendements est un peu plus faible, 5,7 % en 2002, et celui dû aux différences de caractéristique un peu plus élevé, 19,6 %) ; par contre, cela ne change pas les résultats observés en évolution.

Encadré 2 (fin)

tités » et « prix » des caractéristiques inobservées ; ainsi, si la valeur d'attributs inobservables s'élève au cours du temps, les individus ayant un fort résidu initial devraient bénéficier d'une revalorisation de leurs gains plus forte que ceux ayant un faible résidu. Outre cette critique, il nous semble assez peu informatif de décomposer ce résidu, qui par définition ne correspond pas à des facteurs identifiables : on n'en retire guère d'enseignements utiles pour l'analyse.

La variation de l'écart salarial entre deux périodes est donc finalement décomposée en trois éléments :

$(\Delta \bar{X}_2 - \Delta \bar{X}_1)' \hat{\beta}_1$, effet quantité dans la variation des caractéristiques observables,

$\Delta \bar{X}_2' . (\beta_2 - \hat{\beta}_1)$, effet prix dans la variation des caractéristiques observables,

$(\Delta \theta_2 - \Delta \theta_1) . \sigma_1 + \Delta \theta_2 . (\sigma_2 - \sigma_1)$ la variation des caractéristiques non observables. (6)

Le premier terme correspond à la variation de la part expliquée (au sens de Oaxaca et Ransom) de la variation de l'écart salarial et la somme du second et du troisième à la variation de la part non expliquée.

Le tableau C présente les variables retenues dans les estimations des équations de salaires. Les résultats détaillés des décompositions sont fournis en annexe 1, ceux des estimations en annexe 2.

Tableau C
Équations de salaire
Variables explicatives du logarithme du salaire mensuel (en euros 2002)

Capital humain	Niveau d'éducation (cinq niveaux) Expérience (expérience potentielle et son carré) Ancienneté (ancienneté dans l'entreprise – en années – et son carré)
Caractéristiques des emplois	Nombre d'heures par semaine (logarithme de l'horaire hebdomadaire habituel) Type d'horaire (temps complet, temps partiel long, moyen, court) Type de poste (non qualifié (1), autre) Type de contrat (durée déterminée, autre) Secteur de l'emploi (public, privé) Catégorie professionnelle (4 niveaux) Fonction (10 niveaux) Secteur d'activité (7 niveaux) Particularités du poste (travail samedi, dimanche, nuit)
Autres variables	Pays de naissance autre que la France Résidence en région parisienne
Sélection	Inverse du ratio de Mills (cf. encadré 3)
1. Les emplois non qualifiés sont définis suivant Burnod et Chenu (2001).	

LA PRISE EN COMPTE DE LA SÉLECTION DANS L'EMPLOI

La sélection dans l'emploi, avec l'hétérogénéité inobservée et l'endogénéité, constitue l'un des problèmes récurrents rencontrés dans l'estimation d'équations de gains. Chacun de ces problèmes représente une source de biais particulière, et, au fil des travaux empiriques et économétriques, des méthodes standard se sont imposées pour leur traitement (cf. Neumark et Korenman, 1994). Le traitement des biais de sélection, qui proviennent de ce que la variable dépendante n'est observée que pour une partie non aléatoire de la population totale, est particulièrement important dans l'étude des écarts salariaux entre hommes et femmes.

Le problème de la sélection se pose de la façon suivante (Christofides *et al.*, 2003) :

$$y_1^* = x_1\beta_1 + u_1 \quad (1)$$

représente l'équation de sélection dans l'emploi, avec y_1^* une variable latente correspondant à la participation ou non au marché du travail, x_1 un ensemble de variables exogènes et β_1 les paramètres à estimer.

$$y_2^* = x_2\beta_2 + u_2 \quad (2)$$

représente l'équation de gain pour laquelle le salaire y_2^* n'est observé que si la variable de sélection y_1^* est positive.

On peut donc réécrire les deux équations de la manière suivante :

$$y_1 = \max(y_1^*, 0) \quad (3)$$

$$y_2 = y_2^* \text{ si } y_1 > 0 \quad (4)$$

Sous cette condition, on obtient l'expression suivante :

$$E(y_2^* | y_1, y_2, y_1^* > 0) = x_2\beta_2 + E(u_2 | u_1 > -x_1\beta_1, x_1, x_2) \quad (5)$$

L'estimation des β_2 est biaisée dans une estimation par les MCO si le dernier terme, ou terme représentatif du biais de sélection, est non nul. Pour corriger ce biais, la méthode la plus usuelle est celle proposée par Heckman (1979), dite en deux étapes. Elle consiste à revenir à une espérance conditionnelle du résidu égale à zéro dans l'expression (5) en introduisant dans l'équation de gain un estimateur du terme de sélection, $E(u_2 | u_1 > -x_1\beta_1, x_1, x_2)$. Sous l'hypothèse de normalité des termes d'erreurs, ce terme est proportionnel à l'inverse du ratio de Mills (λ), égal au rapport entre la fonction de densité et la fonction de densité cumulée.

Son estimation est obtenue à partir de l'équation de sélection. On part d'un modèle de type *Probit*, où la variable dépendante est le statut de l'individu (en emploi ou non). $\hat{\lambda}$ est introduit comme un terme supplémentaire dans l'équation de gains. Dans l'équation de gains, le coefficient de l'inverse du ratio de Mills (noté $\hat{\tau}$ ensuite) capture l'effet de la corrélation des

termes d'erreur dans l'estimation de la sélection et celle des salaires ; si le problème de sélection ne se posait pas, c'est à dire si la population pour laquelle on observait le salaire était tirée au hasard de la population totale, $\hat{\tau}$ ne serait pas significatif dans l'estimation de l'équation de gains.

Dans la décomposition de l'écart de salaires, l'approche la plus simple consiste à traiter la sélectivité comme un terme additionnel de la forme suivante :

$$S = (\hat{\tau}^M \hat{\lambda}^M) - (\hat{\tau}^F \hat{\lambda}^F) \quad (6a)$$

$$S = \hat{\tau}(\hat{\lambda}^M - \hat{\lambda}^F) + (\hat{\tau}^M - \hat{\tau})\hat{\lambda}^M + (\hat{\tau} - \hat{\tau}^F)\hat{\lambda}^F \quad (6b)$$

L'expression (6b) correspond à une écriture de la décomposition suivant Oaxaca-Ransom. L'interprétation de S comme la somme d'un écart provenant d'une différence de quantité et d'un écart provenant d'une différence de rendement est toutefois discutable, et nous utilisons plutôt l'expression (6a), algébriquement équivalente, dans la décomposition. Toutefois il faut faire référence à (6b) pour la décomposition de la variation de l'écart des salaires ; dans celle-ci, la variation de la sélectivité apparaît en effet comme un terme additionnel ΔS :

$$\Delta S = \hat{\tau}_2(\Delta \hat{\lambda}^M - \Delta \hat{\lambda}^F) + \Delta \hat{\tau}(\hat{\lambda}_1^M - \hat{\lambda}_1^F) \quad (7a),$$

expression algébriquement équivalente à :

$$\Delta S = \hat{\tau}_2(\hat{\lambda}_2^M - \hat{\lambda}_2^F) - \hat{\tau}_1(\hat{\lambda}_1^M - \hat{\lambda}_1^F) + \hat{\tau}_1(\Delta \hat{\lambda}^M - \Delta \hat{\lambda}^F) \quad (7b)$$

Comme dans la décomposition de la variation, le résidu est considéré dans son ensemble, seule une partie de la variation totale de ce terme apparaît explicitement, correspondant aux deux premiers termes de l'écriture (7b).

L'estimation de λ est très sensible à la spécification de l'équation de sélection. Ici, la source employée constitue un avantage, car elle permet de tenir compte de nombreux paramètres familiaux, pertinents en particulier pour expliquer la sélection des femmes dans l'emploi. Mais une autre difficulté est de définir la population de référence pour l'estimation, c'est-à-dire la population dont provient l'échantillon d'individus observés avec un salaire.

Le choix de la population de référence

A priori, la population de référence est celle des individus en âge de travailler (au sens légal, âgés de 16 à 65 ans). Toutefois, certaines personnes ne sont pas en mesure de postuler à un emploi (étudiants, retraités), d'autres ont choisi d'exercer une profession indépendante, une partie souhaiterait être salarié mais ne trouve pas d'emploi (chômeurs), enfin une fraction des individus (souvent les mères de famille) « choisissent » d'être inactifs/inactives.

Ici, on cherche à évaluer l'impact de diverses caractéristiques individuelles sur la probabilité d'occuper



les femmes que pour les hommes, et que celles qui ont passé le « filtre » vers l'emploi ont en moyenne de meilleures caractéristiques productives que ces derniers.

En réalité, le plus surprenant dans ce premier ensemble de résultats est peut-être l'absence d'une baisse plus prononcée de l'écart attribuable aux différences de caractéristiques. Si l'on revient aux composantes de l'écart, ces différences représentent même une proportion de l'écart total plus élevée en 2002 qu'en 1990 (respectivement 75 % et 71 %). La hausse n'a

toutefois pas été constante sur toute la période : elle s'arrête en 1999. La part de la composante diminue ensuite, sans pour autant revenir à son niveau de début de période (cf. tableau 1).

L'inertie n'est donc finalement pas totale. Mais cette hausse est étonnante, car elle signifie que, considérées en bloc, les caractéristiques productives des femmes et/ou les caractéristiques des emplois qu'elles occupent ne se sont presque pas améliorées, en plus de dix ans, relativement à celles des hommes. Mais toutes les différences de caractéristiques entre

Tableau 1
Écart dû aux différences de caractéristiques en proportion de l'écart total des salaires mensuels moyens, 1990-2002

En %												
1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
71,4	72,3	72,5	73,9	74,6	75,3	75,7	77,2	77,4	78,5	77,4	76,3	75,1

Lecture : en 1990, les différences de caractéristiques (éducation, expérience, ..., temps de travail et caractéristiques des emplois) expliquent 71,4 % de l'écart des salaires mensuels moyens entre les femmes et les hommes.
Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.
Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

Encadré 3 (suite)

un emploi salarié parmi les personnes potentiellement intéressées. On écarte donc de la population de référence tous les individus qui ne sont pas disponibles pour occuper un emploi salarié (étudiants, retraités, indépendants). Restent donc les salariés, les « inactifs purs » (en l'occurrence en large majorité des inactives), et les chômeurs.

Si l'on interprète la sélection dans l'emploi salarié en termes de participation au marché du travail, la question ne se pose, en pratique, que pour la population féminine et la correction du biais de sélection n'a alors de sens que pour les femmes : hors étudiants et retraités, seule une fraction négligeable des hommes ne sont pas actifs. Néanmoins, il est probable que les salariés (hommes comme femmes) ne sont pas non plus issus d'un tirage aléatoire parmi l'ensemble de la population active ; une partie des actifs sont en effet au chômage. La difficulté est que cette fois les « décideurs » se situent plutôt du côté de la demande de travail en fonction des caractéristiques – observables ou non – recherchées par les employeurs. Dans l'idéal, il faudrait procéder pour les femmes en deux étapes : d'abord examiner le choix de participer au marché du travail, puis la probabilité de trouver un emploi salarié. Toutefois, d'une part il est peu vraisemblable que les deux mécanismes soient séquentiels et non simultanés, d'autre part il est difficile de trouver des variables qui expliqueraient le choix d'activité sans influencer aussi sur la probabilité de trouver un emploi. Aussi, comme dans la majeure partie des études sur ce thème, nous avons choisi de corriger le biais de sélection tant pour les hommes que pour les femmes en considérant les salariés comme un sous-échantillon de la population active (indépendants exclus) plus les inactifs/inactives « purs » (ni retraités, ni étudiants).

Le tableau A présente les variables retenues dans les estimations des équations de sélection, dont les résultats sont donnés en annexe 2.

Tableau A
Variables explicatives des équations de sélection
Variable dépendante : l'individu est en emploi salarié

Âge et son carré	
Nombre d'années d'études	
Situation familiale : 6 situations définies à partir de la présence ou non d'un conjoint et du nombre d'enfants, plus une indicatrice de l'éligibilité à l'APE	Personne seule Chef d'une famille monoparentale En couple sans enfant En couple avec 2 enfants au plus En couple avec 3 enfants et plus Autres Éligible à l'APE
Statut d'activité l'année $n - 1$ 4 indicatrices	Emploi en $n - 1$ Chômage en $n - 1$ Études en $n - 1$ Inactivité en $n - 1$
Région d'habitation	21 indicatrices
Taille de l'unité urbaine	5 indicatrices
Statut occupation logement	1 indicatrice
Né à l'étranger	

Les résultats détaillés des estimations sont fournis en annexe 2.

les femmes et les hommes n'ont peut-être pas évolué dans le même sens. Et certaines différences ont pu être, de façon variable selon le sous-ensemble de caractéristiques considéré, accentuées ou au contraire atténuées, sous l'effet de trois « chocs » exogènes successifs : le coup de pouce au développement du temps partiel, effet secondaire des modalités de la politique d'allègement des charges sur les bas salaires telle que définie en 1993 ; la réforme de l'allocation parentale d'éducation (APE) intervenue en 1994 ; la réduction du temps de travail à partir de 1997, et surtout le passage aux 35 heures à partir de 2000.

L'éducation : un niveau plus élevé des femmes, mais des différences de spécialités qui restent fortes

Si l'on revient au cadre théorique standard, l'inégalité des dotations en capital humain constitue le facteur central de l'explication de l'inégalité des salaires. L'une des mesures du capital humain est le niveau d'éducation ; sur la période, poursuivant une tendance de plus long terme, le niveau moyen d'éducation des femmes a continué à progresser relativement à celui des hommes (cf. graphique VI).

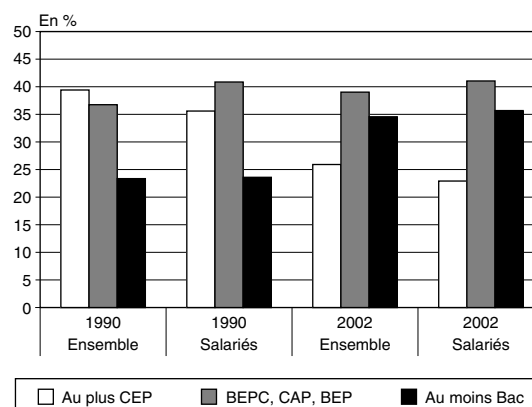
Le changement de la distribution par niveau d'éducation lorsque l'on passe de l'ensemble de la population à celle des salariés illustre par ailleurs les effets inégaux de la sélection dans l'emploi salarié : la proportion de femmes ayant au moins le Bac est nettement plus élevée parmi les salariées que dans l'ensemble, alors qu'elle est très proche dans le cas des hommes ; inversement, la part de celles ayant au plus le CEP (certificat d'études primaires) est plus faible parmi les salariées que parmi l'ensemble des femmes, ce que l'on constate aussi, mais avec une moindre amplitude d'écart, pour les hommes. Les mécanismes du « filtrage » vers le salariat semblent ainsi plus sévères pour les femmes que pour les hommes : si le tri du chômage touche les individus des deux sexes (les femmes d'ailleurs un peu plus que les hommes), la différence importante vient du fait qu'une proportion non négligeable de femmes en âge de travailler et plutôt des femmes peu diplômées, le plus souvent des mères de famille, ne participent pas au marché du travail.

Ne considérer l'éducation qu'en niveau ne rend compte que de sa facette « quantitative ». Or si les femmes ont certes un niveau moyen d'éducation

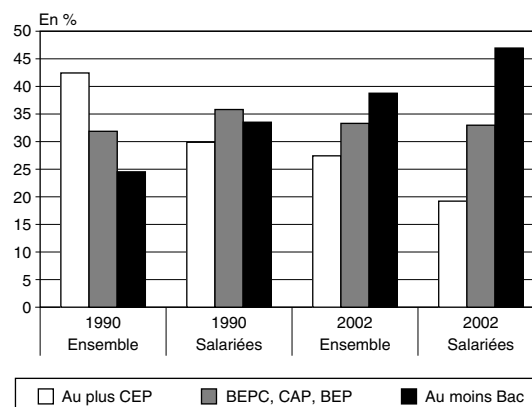
supérieur à celui des hommes, de fortes différences persistent dans les spécialités de diplômes. Ce phénomène est bien connu depuis longtemps (Duru-Bellat, 1990 ; Baudelot et Estabiet, 1992) : les filles ont des taux de réussite scolaire plus élevés que les garçons, mais les choix d'orientation demeurent fortement sexués, faisant encore préférer aux premières les filières menant aux secteurs de la santé ou du social et aux seconds les filières scientifiques et techniques. Certes il y a une progression, mais elle est lente : parmi les étudiants des écoles d'ingénieurs, la part des jeunes femmes est passée de 20 % à 24 % de 1990 à 2000 ; et, parmi les étudiants inscrits dans les écoles paramédicales et sociales, la part des jeunes hommes est passée, entre ces mêmes années, de 17 % à 19 % (Lixi et Theulière, 2004). Or les métiers sur lesquels débouchent les filières dans lesquelles les jeunes femmes s'engagent encore massivement sont souvent moins rentables que

Graphique VI
Distributions des niveaux de diplôme des femmes et des hommes

A – Hommes



B – Femmes



Champ : Ensemble : personnes âgées de 16 à 65 ans.
Salariés ; Salariées : salarié(e)s, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.
Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

ceux associés aux spécialités scientifiques (10). L'effet spécifique de la spécialité de formation sur le salaire est toutefois assez peu étudié, car les données ne permettent que rarement de disposer d'une information suffisamment détaillée ; cependant, les travaux qui la prennent en compte concluent à son impact significatif sur les écarts de salaire (Brown et Corcoran, 1997 ; Machin et Puhani, 2003).

L'ancienneté : presque égales

Les niveaux d'éducation ne donnent une mesure que du stock initial de capital humain. Or ce stock évolue à mesure que les personnes accumulent au cours de leur carrière une expérience professionnelle. Celle-ci se compose de deux éléments : l'expérience accumulée dans l'entreprise dans laquelle se trouve un salarié (évaluée par son ancienneté), et l'expérience accumulée éventuellement dans d'autres entreprises. Une difficulté récurrente toutefois tient au fait que bien souvent, si on dispose d'une mesure de l'ancienneté, les données ne fournissent pas l'information qui permettrait de mesurer l'expérience professionnelle effective (et *a fortiori* l'écart entre les femmes et les hommes) de façon satisfaisante ; c'est le cas ici, où l'on ne dispose que de l'âge de fin d'études, et pas d'éléments détaillant les activités au cours des années écoulées depuis la fin des études. Ce qui est mesuré correspond donc à une expérience potentielle, non à une expérience effective (11). La prise en compte des carrières conduirait probablement à des estimations différentes du rendement de l'éducation pour autant que leurs carrières soient semblables à celles de leurs collègues hommes. En ce qui concerne l'ancienneté, elle tend à s'élever pour les salariés des deux sexes, un peu plus vite toutefois pour les femmes ; l'écart des moyennes, déjà faible en début de période (de l'ordre d'un an) devient négligeable en fin de période pour le champ étudié.

10. En outre, les formations du supérieur dans lesquelles s'engagent les jeunes femmes les destinent plus souvent à des fonctions relevant d'un service public. Le ralentissement des recrutements dans le secteur public a pu, sur la période étudiée, jouer à leur détriment en termes d'insertion professionnelle, ces formations étant moins bien valorisées dans le secteur privé.

11. Le problème est double : d'une part, les interruptions de carrière concernent inégalement les salariés des deux sexes, comme le montrent les études sur les retraites (cf. par exemple Coëffic, 2002). Ne pas en tenir compte conduit à surestimer l'expérience professionnelle des femmes – donc toutes choses égales par ailleurs à en sous-estimer le rendement (Meurs et Ponthieux, 2000). D'autre part, les périodes passées hors de l'emploi peuvent s'interpréter en termes de désaccumulation de capital humain (Gronau, 1988 ; Albrecht et al., 1999). Mais le chômage ou l'inactivité ne pénalisent pas également les femmes et les hommes. Colin (1999) ou Le Minez et Roux (2002) montrent ainsi que la perte de salaire due à une interruption d'activité serait moins prononcée pour les femmes que pour les hommes.

La réforme de l'allocation parentale d'éducation intervenue en 1994 (12) a pu contribuer à ce resserrement, ainsi qu'au maintien, parmi les salariés, d'un écart d'éducation très positif pour les femmes (13) ; elle a en effet considérablement modifié, pour les mères d'enfants en bas âge, les termes de la décision de participation, et de nombreuses études montrent que son impact a été fort sur leur activité (Piketty, 2005 ; Choné et al., 2004 ; Allain et Sédillot, 1999 ; Afsa, 1996). On peut l'illustrer par le retournement de l'évolution de la proportion d'inactives parmi les mères de 2 enfants dont 1 de moins de trois ans (cf. graphique VII). La répercussion est sensible aussi en moyenne, parmi les femmes de la tranche d'âge pertinente : la baisse de la part d'inactives s'arrête (14).

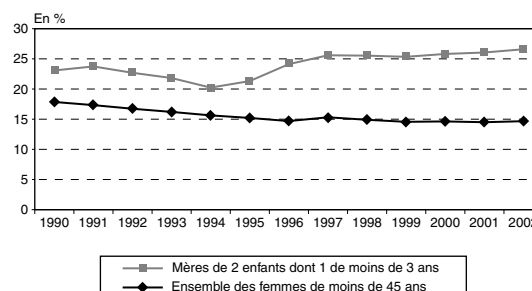
Les études sur l'APE montrent aussi que les femmes qui se sont le plus arrêtées sont celles dont les caractéristiques d'emploi étaient initialement les moins favorables (Marc, 2004). Ce phénomène peut s'interpréter de diverses façons : comme un reflet des problèmes d'insertion, ou de difficultés pour travailler lorsqu'elles ont des enfants en bas âge – alors même qu'elles préféreraient travailler (Méda et al., 2003), ou comme une illustration de la théorie du capital humain – les femmes qui s'arrêtent sont celles qui avaient réalisé un faible investissement car elles n'envisageaient pas de carrière professionnelle – ; le résultat est de toutes façons que cela écarte de l'emploi des femmes plutôt peu qua-

12. La réforme élargit le champ des parents potentiellement bénéficiaires de l'allocation aux parents d'un enfant de rang 2 (rang 3 auparavant).

13. Piketty (2005, p. 91) indique que le taux d'emploi des femmes sans diplôme ayant 2 enfants (dont 1 de moins de 3 ans), déjà faible avant la réforme, a baissé de plus de 20 points sous son effet.

14. Choné et al. (2004, p. 42) concluent d'une simulation que la suppression de l'APE de rang 2 augmenterait le taux d'emploi des femmes éligibles de 6 points (et que la suppression totale de l'APE augmenterait l'emploi total des femmes de 4 points).

Graphique VII
Part des inactives parmi les femmes de moins de 45 ans



Champ : femmes âgées de moins de 45 ans.
Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

lifiées. La réforme de l'APE a donc pu jouer, même faiblement, dans un sens favorable aux salaires des femmes (15).

Les structures des emplois demeurent très différenciées

Le capital humain, tant qu'il n'est pas « employé », n'est qu'un potentiel. Si les individus accédaient aux différents emplois uniquement en fonction de leur éducation et de leur expérience, tous et toutes trouveraient à le valoriser de façon équivalente. Cela n'est pas le cas, car la structure des emplois salariés demeure nettement sexuée (cf. tableau 2). Toutefois, sur la période étudiée, la part des postes de cadres parmi les femmes s'est élevée, un peu plus vite même que parmi les hommes, et les professions intermédiaires, au niveau agrégé de cette catégorie, sont déjà en 1990 représentées à égalité parmi les salariés des deux sexes. Mais, au début

des années 2000, les femmes occupent toujours d'abord des postes d'employés (52 %), et les hommes des postes d'ouvriers (47 %).

On observe de manière similaire une forte différenciation de la répartition par sexe selon les fonctions exercées : par exemple, les fonctions d'« installation, entretien, réglage et réparation » représentent à peine 1 % des fonctions exercées par les femmes, de même que les fonctions de « guichet, saisie, standard, secrétariat » sont exercées par à peine 1 % des hommes. Par secteur enfin, les femmes ne sont que 12 % à travailler dans un secteur de l'industrie (contre 27 % des hommes), mais plus de 40 % à exercer un métier dans les domaines de l'éducation, de la santé et du social (20 % des hommes).

15. C'est par exemple ce qui a été observé en Allemagne de l'Est pendant la transition (Hunt, 2002) : la moitié du resserrement de l'écart salarial s'expliquait par le retrait du marché du travail des travailleurs les moins qualifiés, majoritairement des femmes.

Tableau 2
Structure des emplois occupés par les femmes et par les hommes par catégorie socioprofessionnelle, type de fonction exercée et secteur d'activité

Catégories d'emploi	1990		F/H	2002		F/H	Variation (2) - (1)
	Hommes	Femmes		Hommes	Femmes		
Selon la catégorie socioprofessionnelle							
Cadres	11,3	7,2	0,6	14,8	11,0	0,7	+ 0,1
Professions intermédiaires	23,3	22,0	0,9	23,7	23,7	1,0	+ 0,1
dont :							
<i>Instituteurs, professions de la santé et du social</i>	3,8	11,7	3,1	4,0	12,0	3,0	- 0,1
<i>Techniciens et agents de maîtrise</i>	12,7	1,8	0,1	12,6	2,0	0,2	+ 0,1
<i>Autres</i>	6,8	8,5	1,3	7,2	9,6	1,3	0
Employés	13,7	55,0	4,0	14,6	52,6	3,6	- 0,4
<i>dont non qualifiés (1)</i>	4,9	21,5	4,4	6,1	23,2	3,8	- 0,6
Ouvriers	51,8	15,9	0,3	46,8	12,7	0,3	0
<i>dont non qualifiés</i>	15,7	11,2	0,7	12,0	8,2	0,7	0
Total	100,0	100,0		100,0	100,0		
<i>dont total emplois non qualifiés</i>	20,6	32,7	1,6	18,1	31,4	1,7	+ 0,1
Selon le type de fonction							
Enseignement, santé, information, autres	12,8	24,2	1,9	13,1	28,3	2,2	+ 0,3
Production, fabrication, chantiers	33,1	10,7	0,3	31,6	9,1	0,3	0
Installation, entretien, réglage, réparation	16,0	1,0	0,1	14,3	0,7	0,0	- 0,1
Nettoyage, gardiennage, travail ménager	3,0	12,5	4,2	2,8	12,0	4,3	+ 0,1
Manutention, magasinage, transport	10,8	2,0	0,2	11,4	2,2	0,2	0
Guichet, saisie, standard, secrétariat	1,4	15,8	11,3	0,8	11,8	14,8	+ 3,5
Gestion, comptabilité, fonctions administratives	7,7	19,3	2,5	7,9	18,7	2,4	- 0,1
Commerce, vente, technico-commercial	7,3	11,4	1,6	8,7	13,9	1,6	0
Recherche, études, méthode, informatique	6,8	2,7	0,4	8,2	3,0	0,4	0
Direction	1,2	0,4	0,3	1,1	0,5	0,5	+ 0,2
Total	100,0	100,0		100,0	100,0		
Selon le secteur d'activité							
Agriculture	1,7	0,7	0,4	1,9	0,9	0,5	+ 0,1
Industrie	33,7	18,6	0,6	27,2	12,5	0,5	- 0,1
Construction	12,5	1,3	0,1	9,9	1,3	0,1	0
Commerce	11,9	13,8	1,2	12,2	12,7	1,0	- 0,2
Services aux entreprises (2)	18,0	17,7	1,0	25,3	20,9	0,8	- 0,2
Services aux particuliers	3,1	7,5	2,4	4,1	9,5	2,3	- 0,1
Éducation, santé, social, administrations	19,1	40,2	2,1	19,3	42,2	2,2	+ 0,1
Total	100,0	100,0		100,0	100,0		
1. Selon la classification de Burnod et Chenu (2001).							
2. Regroupés avec les transports, les activités financières et immobilières.							

Lecture : en 1990, 11,3 % des hommes sont cadres, 7,2 % des femmes sont cadres, soit un ratio Femmes/Hommes (F/H) de 0,6.
Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.
Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

Le degré de ségrégation des femmes et des hommes dans les emplois peut être résumé par un indicateur, l'indice de Duncan (16). Plus l'indice est proche de 100, plus la ségrégation est forte (une valeur de l'indice égale à 100 indiquerait une absence totale de mixité), plus il est proche de 0, plus la structure des emplois occupés par les femmes est proche de celle observée pour les hommes. Qu'on en examine l'évolution sous l'angle des catégories socio-professionnelles, des types de fonction ou des secteurs d'activité (cf. graphique VIII), c'est plutôt le constat de l'inertie qui s'impose, avec cependant une légère tendance à la baisse quand on considère les catégories socio-professionnelles, mais à la hausse pour ce qui a trait à la ségrégation sectorielle.

Les durées hebdomadaires du travail : légère décline de l'écart en fin de période

Les emplois occupés par les femmes et par les hommes se différencient enfin sur une dimension particulièrement importante : celle de la durée de travail. Il y a ici deux effets qui se combinent : l'emploi à temps partiel concerne essentiellement les femmes, et, parmi les salariés à temps complet, les hommes effectuent, en moyenne, un nombre d'heures plus élevé que les femmes ; l'analyse portant sur les salaires mensuels permet de distinguer ces deux dimensions.

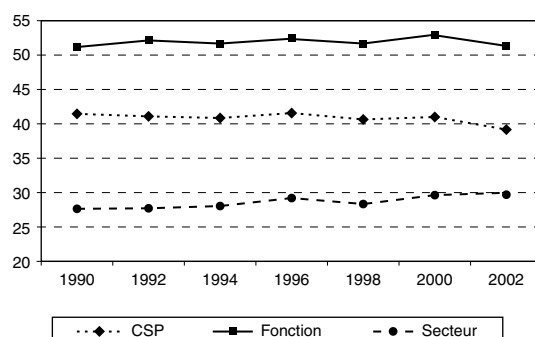
Le travail à temps partiel, même si son incidence a augmenté aussi parmi les hommes, reste très largement concentré sur les emplois occupés par les femmes : en 2002, 87 % des salariés à

temps partiel sont des femmes. La part de l'emploi à temps partiel a progressé de façon presque continue depuis les années 1980, et l'on peut attribuer à cette progression une large part de la montée du taux d'emploi des femmes au cours des deux dernières décennies. Toutefois, du même coup, l'emploi des femmes mesuré en équivalent-temps complet ne progresse plus (Afsa et Buffeteau, 2005 et 2007). La progression du temps partiel a été accélérée dans la décennie 1990, notamment entre les années 1993 et 1999, où elle est à son maximum de la période étudiée (cf. graphique IX).

Cette accélération des années 1990 est à rapprocher de la mise en œuvre de mesures destinées à « enrichir la croissance en emplois » via des allègements de cotisations patronales sur les bas salaires (17). Leur effet a été de freiner la baisse de l'emploi non qualifié dans l'industrie, de soutenir sa croissance dans le tertiaire, et de stimuler celle du temps partiel (Gubian et Ponthieux, 2000 ; Audenis *et al.*, 2002 ; Klein, 2004).

Les effets sont cumulatifs, car les emplois non qualifiés sont à la fois plus souvent à temps partiel, et plus souvent occupés par des femmes que par des hommes : près du tiers des femmes salariées (18 % des hommes) occupent un emploi non qualifié, et d'autre part, plus du quart des emplois non qualifiés sont des emplois à temps partiel (contre environ 15 % en moyenne). En 2002, près de 40 % des emplois non qualifiés occupés par des femmes (contre 6 % pour les hommes) sont des emplois à temps partiel, et

Graphique VIII
Indices de ségrégation dans les emplois



Lecture : en 2002, l'indice de ségrégation sectorielle est de l'ordre de 30 %. Cela signifie qu'il faudrait réaffecter près d'un tiers des salariés (hommes vers des secteurs très féminisés, et femmes vers des secteurs très masculinisés) afin que les femmes et les hommes soient distribués de façon identique dans les différents secteurs d'activité.

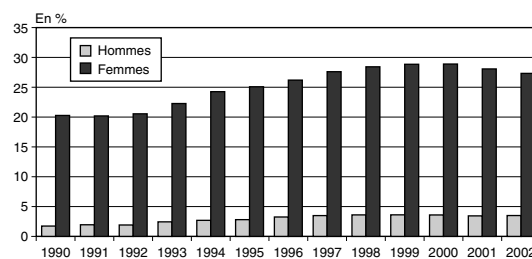
Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

16. $S = 1/2 \sum_{i=1}^N |f_i - m_i|$, avec N le nombre de catégories, f_i (resp. m_i) la proportion des femmes (resp. des hommes) dans la catégorie i .

17. Abattement forfaitaire de cotisations sociales patronales instauré en 1992 (progressivement supprimé à partir de 2000), de 30 % initialement à 50 % de 1993 à mi-1994, puis à nouveau de 30 %, à partir de 1995. Cet allègement concerne les bas salaires, définis en référence au Smic mensuel.

Graphique IX
Part du temps partiel (en % des emplois salariés)



Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

cette proportion est de 10 points plus élevée qu'en 1990 (cf. tableau 3). Au total, principalement sous l'effet de la montée du temps partiel, la part des femmes salariées occupant un emploi non qualifié à temps partiel est passée de 10 % à 12,5 %.

Sans rentrer ici dans le débat entre temps partiel « subi » ou « choisi », il faut *a minima* souligner que le temps partiel n'est pas une catégorie homogène dans l'emploi des femmes (Galtier, 1999 ; Bué, 2002). Outre que la part des emplois à temps partiel est plus élevée dans les emplois non qualifiés, les durées à temps partiel y sont aussi en moyenne plus courtes que dans les autres emplois : en 2002, parmi les femmes travaillant à temps partiel, les deux tiers de celles occupant un emploi non qualifié avaient un horaire hebdomadaire habituel inférieur à 30 heures, contre un peu plus de la moitié (52 %) dans les autres emplois. Toutefois, dans les deux types d'emplois, la part des temps partiels « longs » (plus de 30 heures hebdomadaires) est plus élevée en 2002 qu'elle ne l'était en 1990 : elle est passée de 20 % à 33 % dans les emplois non qualifiés, et de 34 % à 48 % dans les autres. En conséquence, le nombre d'heures de travail parmi les femmes à temps partiel s'est élevé (d'environ 1 heure par semaine en moyenne) (18).

À l'effet du temps partiel sur la différenciation des heures travaillées s'ajoute le fait que, même parmi les seuls salariés à temps complet, les horaires hebdomadaires des hommes sont en moyenne plus longs que ceux des femmes : en 2002, l'écart est de l'ordre d'une heure si l'on considère les horaires habituels, et d'une heure et demie si l'on considère le nombre d'heures effectuées la semaine de référence.

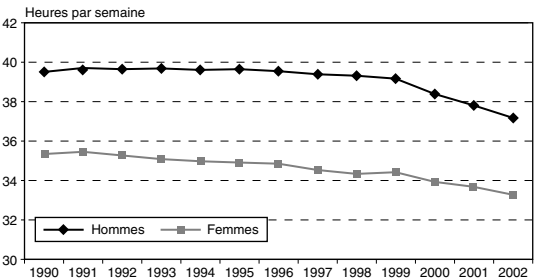
En évolution, c'est la réduction de la durée légale du travail (19) qui marque évidemment

en premier la période étudiée, qu'il s'agisse des femmes ou des hommes. Très légèrement à partir de 1997, plus nettement à partir de 2000, le nombre moyen d'heures baisse qu'il s'agisse des horaires habituels ou du nombre d'heures effectives. Ajoutée à la tendance à la hausse du nombre d'heures moyen de travail des femmes à temps partiel, l'écart des durées travaillées selon le sexe au niveau de l'ensemble des salariés tend ainsi à se réduire en fin de période (cf. graphique X).

18. Il peut y avoir ici un effet des mesures d'abaissement des cotisations patronales, qui rendent moins coûteux pour l'employeur deux salariés à temps partiel qu'un salarié à temps complet. Il peut y avoir aussi un effet de l'allocation parentale d'éducation, celle-ci pouvant être prise à taux partiel. Ainsi, selon les données de la Cnaf (Cnaf, 2005 : DSER), la part des APE prises à taux partiel n'a pas cessé d'augmenter (passant de 11 % à 25 % entre 1995 et 2002), de même que parmi les APE à taux partiel, la proportion de celles prises à plus de 50% (passée de 58 % à 67 % entre les mêmes années). Rapporté à l'effectif des femmes à temps partiel connu par l'enquête emploi, celui de l'APE à taux partiel représente une proportion faible, mais croissante (d'à peine 2 % en 1995 à environ 5,5 % en 2002).

19. D'abord avec la loi Robien (1997), puis Aubry « I » (1998) et Aubry « II » (2000), dont l'application s'est faite en 2 phases, l'une en 2000, l'autre en 2002.

Graphique X
Hommes et femmes : nombre moyen d'heures de travail par semaine



Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.
Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

Tableau 3
Incidence des emplois non qualifiés et du temps partiel selon le sexe

	1990		2002	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Part des emplois non qualifiés	20,7	33,1	18,2	32,0
Part du temps partiel	1,7	3,3	20,3	27,3
- dans les emplois non qualifiés	3,1	29,9	5,9	39,2
- dans les autres emplois	1,4	15,5	2,7	21,6
Incidence totale :				
Part des emplois non qualifiés à temps partiel	0,6	9,9	1,1	12,5

Lecture : en 1990, 20,7 % des hommes occupent un emploi non qualifié, 1,7 % des hommes occupent un emploi à temps partiel. Cette proportion est de 3,1 % pour les seuls emplois non qualifiés. Au total, 0,6 % (20,7 x 0,031) des hommes occupent un emploi à la fois non qualifié et à temps partiel.
Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.
Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

La traduction des différences en écarts des salaires

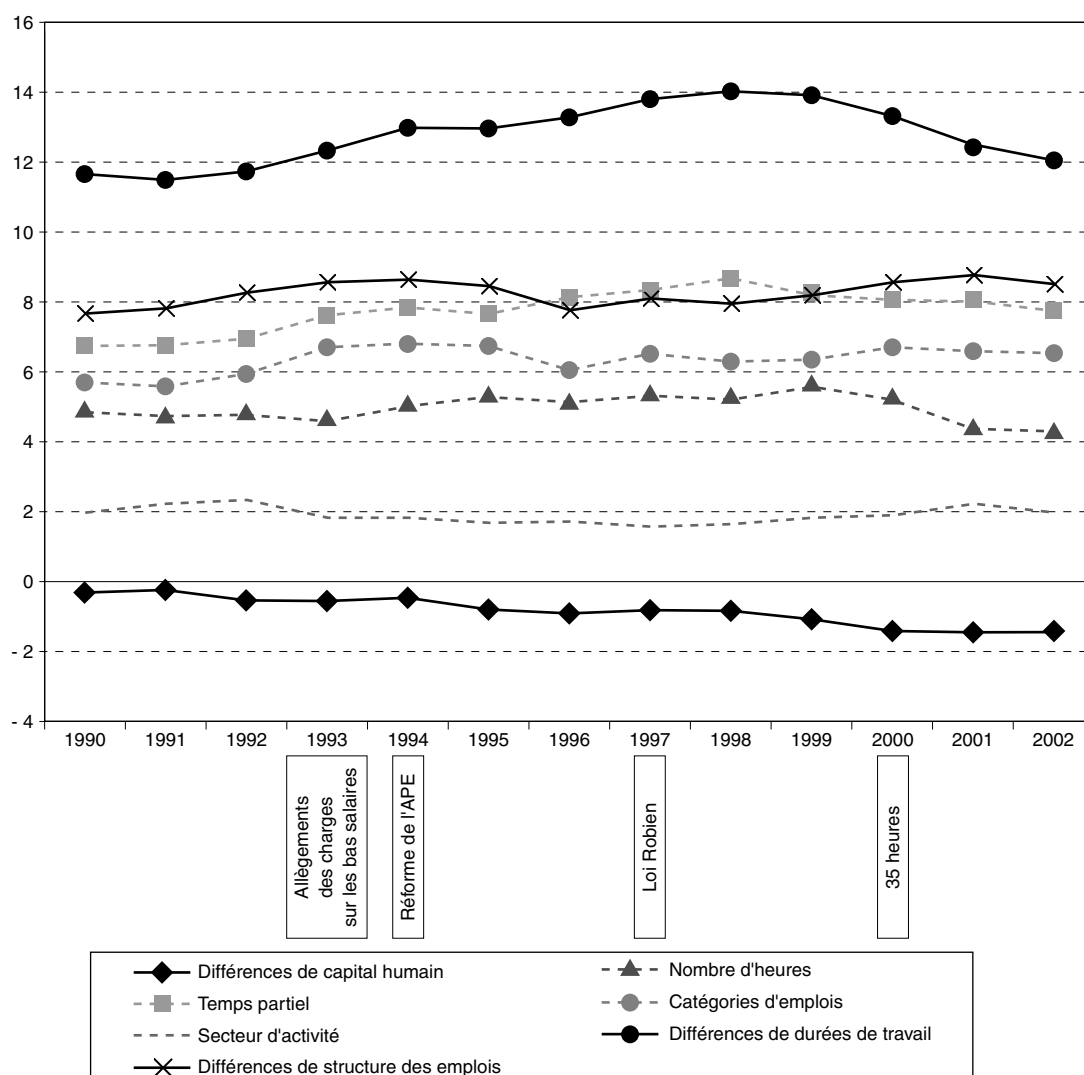
Comment ces différences structurelles se répercutent-elles sur les écarts de salaire, et leurs évolutions ont-elles un impact visible ? Pour répondre à ces questions, on affine la décomposition en distribuant la part « expliquée » de l'écart salarial moyen entre les sous-ensembles de caractéristiques décrits dans ce qui précède (20) : capital humain, structure des emplois (catégories d'emplois, secteurs d'activité) et durées de travail (nombre d'heures, temps partiel). Le graphique XI en représente les évolutions en niveau (l'écart de salaire qui leur correspond en points de pourcentage).

L'écart de « capital humain », pour ses dimensions qui ont pu être prises en compte ici, joue

bien en faveur des femmes, et même de plus en plus. La réforme de l'APE, en 1994, semble avoir accéléré la tendance. Toutefois, même s'il a augmenté de façon visible, ce facteur – qui détermine en 2002 un écart de salaires de 1,4 % en faveur des femmes – est d'un poids limité face à l'écart, en faveur des hommes, déterminé par les autres caractéristiques : 20,3 %.

20. Selon la formulation décrite dans l'encadré 2. Pour les estimations, les variables de « capital humain » sont le niveau de diplôme, l'expérience et l'ancienneté ; les variables correspondant aux « structures des emplois » sont la catégorie socio-professionnelle, et une indicatrice pour les postes non qualifiés, la fonction, le type de contrat, les contraintes du poste (travail du samedi, du dimanche, de nuit) ; les variables de « durée de travail » sont le nombre d'heures par semaine, et des indicatrices du type de temps de travail (temps complet, temps partiel long, moyen, court). Les résultats de la décomposition sont détaillés dans l'annexe 1, ceux des estimations dans l'annexe 2, et les moyennes des variables de l'analyse dans l'annexe 3.

Graphique XI
Écart de salaires par caractéristique, 1990-2002



Lecture : les résultats des estimations sont détaillés dans l'annexe 1.
Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.
Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

La seconde source des écarts structurels, qui détermine un écart des salaires de 8,5 % en fin de période, se trouve dans les caractéristiques des emplois. Ces caractéristiques capturent aussi probablement deux aspects du capital humain qui n'ont pas pu être pris en compte explicitement : les différences d'orientation des formations initiales, qui se concrétisent en pratique dans la répartition des emplois par secteur selon le sexe, et les différences de carrières, qui se manifestent en partie dans la répartition par catégorie socio-professionnelle. L'écart se compose de 2 points de différences de secteur d'activité, et 6,5 points de différences de catégories d'emploi. Son niveau est plus élevé à partir de 1993, ce qui peut refléter un effet de la politique d'allègements des cotisations patronales sur l'emploi non qualifié. En fin de période, l'écart des caractéristiques des emplois occupés représente le quart de l'écart salarial total.

Enfin, la composante de loin quantitativement la plus importante, avec – quelle que soit l'année – plus de 60 % de l'écart expliqué, est celle des durées de travail. À elle seule, cette dimension détermine un écart des salaires mensuels de 12 % en 2002 en niveau (cf. graphique XII), presque la moitié de l'écart total. L'écart des durées de travail résulte à la fois des différences d'heures de travail, et des caractéristiques du temps de travail (temps complet, temps partiel). Dans le total, le temps partiel pèse plus que le nombre d'heures : l'un et l'autre déterminent, respectivement, un écart de salaires de 7,8 % et 4,3 % en 2002. L'évolution de l'écart dû au temps partiel à partir de 1993 est une autre conséquence de la politique d'allègements des cotisations patronales ; l'écart dû au nombre d'heures diminue nettement à partir de 2000, avec le passage aux 35 heures.

La variation de l'écart salarial entre 1990 et 2002

L'analyse en coupe permet d'identifier année par année le rôle respectif des diverses composantes de l'écart salarial entre les hommes et les femmes ; elle ne permet pas (par construction) la prise en compte de la déformation au cours du temps de la structure des salaires. En effet, les écarts de caractéristiques sont valorisés, chaque année, pour une structure donnée des salaires ; en évolution, si la valeur de la composante change, cela peut donc provenir en partie d'un changement de la distribution des salaires (21). On peut ici, par analogie avec le langage employé pour analyser l'évolution de diverses grandeurs économiques, parler d'un

effet « quantité », et d'un effet « prix ». De tels effets ont été mis en évidence par divers auteurs, notamment à partir des travaux de Juhn *et al.* (1991 (22)), qui les mettent en évidence avec une technique de décomposition appliquée non à l'écart mais à sa variation (cf. encadré 2). La dernière étape de l'analyse proposée ici consiste donc à appliquer cette méthode, avec laquelle la variation de l'écart salarial est décomposée en quatre éléments : la variation des différences de caractéristiques observées, à dispersion des salaires constante (effet « quantité »), l'effet de la variation des écarts de rendements des caractéristiques observées (effet « prix »), la variation de la composante sélectivité, et la variation des différences des résidus (23).

La structure des salaires, on l'a vu plus haut, ne change pas de façon sensible sur la période, mais on avait noté la montée de la dispersion des salaires des femmes, se traduisant par un écart des salaires dans le bas de la distribution plus élevé en fin de période. Cette évolution résulte-t-elle d'un changement structurel de la composition de la main-d'œuvre (effet « quantité »), ou d'un changement de la valorisation des caractéristiques de cette main-d'œuvre (effet « prix ») ?

Le graphique XII-A représente ces différentes variations pour 1990-2002. Le premier enseignement est que rien n'a vraiment bougé entre 1990 et 2002. Toutefois, si l'on doit noter une tendance, c'est que l'effet de la variation du « prix » des caractéristiques a joué en faveur des hommes, au contraire des autres facteurs (capital humain, sélection et résidu) qui ont joué en faveur des femmes. Autrement dit, s'il n'y avait pas eu d'« effet prix », l'écart salarial se serait resserré de 1,7 point (24) sur la période ; c'est certes le double de ce qui a été réalisé (0,8 point), mais c'est peu en 13 ans.

21. Formellement, la structure des « prix » des caractéristiques correspond au vecteur des coefficients employés pour valoriser les écarts de caractéristiques – cf. encadré 2.

22. Ces travaux, qui analysaient le ralentissement du resserrement des salaires entre les hommes noirs et blancs aux États-Unis dans les années 1980 en ont ensuite suscité de nombreux autres, dans un ensemble d'analyses en termes de « neutralisation ». Les résultats sont évidemment fort variables selon les pays et les périodes analysées : par exemple Blau et Kahn (1997) pour les États-Unis ont montré que les femmes dans les années 1980 avaient « remonté » le courant d'une inégalité salariale croissante ; Datta-Gupta et al. (1999) montrent qu'au Danemark sur la même période, elles ont été entraînées par le courant ; Kidd et Shanon (2001) au contraire montrent que ce facteur n'a que très peu joué dans le cas de l'Australie.

23. Qui représente la variation des différences de rendements des caractéristiques inobservées (cf. encadré 2).

24. Somme des autres variations : effet quantité des caractéristiques, sélectivité et résidu.

Si l'on procède à une analyse par sous-périodes, il apparaît que la stagnation enregistrée entre 1990 et 2002 résulte de deux mouvements contraires de faible ampleur, 1994 apparaissant comme année charnière (cf. graphique XII-B). De 1990 à 1994, l'accroissement de l'écart salarial entre les hommes et les femmes (+ 1,5 point) est uniquement dû à des effets structurels – ici les catégories d'emplois et le temps partiel essentiellement – qui ont creusé les différences des caractéristiques entre les hommes et les femmes. À partir de 1994, le mouvement s'inverse : les différences des caractéristiques entre les hommes et les femmes s'atténuent, ce qui contribue à resserrer l'écart salarial (- 2,5 points). Une analyse, non reportée ici, montre que ce mouvement s'est produit essentiellement depuis 2000 ; il serait ainsi largement dû à l'introduction des « 35 heures » (effet durée du travail).

À côté de ces effets structurels, l'impact des autres composantes est mineur, et même le plus

souvent non significativement différent de zéro. Toutefois, dans la seconde sous-période (1994-2002), on observe un léger effet de la variation du prix des caractéristiques observables (+ 0,07 point) en défaveur des femmes, mais celui-ci est intégralement neutralisé par la variation des différences de résidu (- 0,08 point), qui peut s'analyser comme une mesure de la variation du prix des caractéristiques inobservables. Ainsi, le petit effet prix observé, qui a joué en faveur des hommes, a été compensé par la légère amélioration du positionnement des femmes dans la distribution de l'ensemble des salaires. Lorsqu'on met bout à bout les deux sous-périodes, les effets « quantités » s'annulent donc presque totalement, en revanche les effets prix des caractéristiques observables, quoique très faibles, se cumulent, l'addition du tout donnant un écart inchangé.

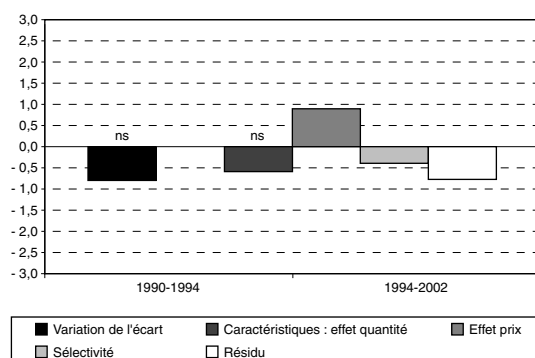
Notre point de départ était le constat de la faible variation de l'écart des salaires moyens des femmes et des hommes entre 1990 et 2002 ; l'ampleur des changements institutionnels intervenus dans la période – APE, 35 heures – pouvait faire penser que cette stabilité était la résultante de mouvements importants qui se contrebalançaient. Notre point d'arrivée est – quel que soit l'angle d'analyse adopté – le constat de faibles variations, dont les effets se sont effectivement compensés, sans que la structure de l'écart salarial ne soit très différente en fin de période de celle qu'elle était au début.

En termes de hiérarchie, les causes de l'écart salarial entre les hommes et les femmes ne varient pas sur la période : différences de durée de travail, différences de structure des emplois et différences des rendements de ces emplois. On retrouve ici un résultat standard des travaux sur les inégalités de salaire entre femmes et hommes en France (Meurs et Ponthieux, 2000 ; Breunig et Rospabe, 2005 ; Petit, 2006). En évolution, seules les différences de capital humain jouent au resserrement des salaires, et elles ne sont pas d'une ampleur suffisante pour contrebalancer les autres facteurs structurels.

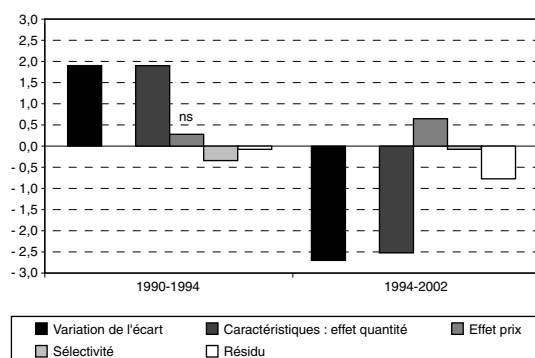
L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? Le problème de fond n'est manifestement pas dans la discrimination salariale au sens strict, qui pèse relativement peu face aux facteurs structurels de l'écart ; son élimination totale laisserait, toutes choses égales par ailleurs, un écart de 19 %. Peut-on dire alors que l'explication vaut raison, et que la discrimination à l'encontre des femmes n'est pas un problème sur le marché du travail ? Ce serait

Graphique XII
Décomposition de la variation de l'écart des salaires

A – Variation de l'écart des salaires 1990-2002



B – Variation de l'écart des salaires par sous-périodes



Lecture : les résultats signalés par « ns » sont non significatifs.
Champ : salariés, hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine.
Source : enquêtes Emploi, Insee, 1990-2002.

négliger que les sources les plus importantes de l'inégalité constatée sont liées à des phénomènes de ségrégation, eux-mêmes largement issus de normes sociales et de leur traduction dans le partage des tâches domestiques et familiales entre les femmes et les hommes ; les écarts de

salaires, en retour, contribuent peut-être à les faire perdurer. Ce serait alors peut-être plus du côté de politiques qui débordent largement le seul champ du marché du travail que se trouveraient les leviers d'une égalité effective face aux choix professionnels. □

BIBLIOGRAPHIE

Afsa C. (1996), « L'activité féminine à l'épreuve de l'allocation parentale d'éducation », *Recherches et Prévisions*, n° 46, pp. 1-8.

Afsa C. et Buffeteau S. (2005), « L'évolution de l'activité féminine en France – Une approche par pseudo-panel », document de travail, Insee-Dese, n° G2005-02.

Afsa C. et Buffeteau S. (2007), « L'activité féminine en France : Quelles évolutions ? Quelles tendances ? », *Économie et Statistique*, n° 398-399, ce numéro.

Aigner D. et Cain G. (1977), « Statistical Theory of Discrimination in the Labour Markets », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 30, n° 2, pp. 175-189.

Albrecht J.W., Per-Anders E., Sundström M. et Vroman S.B. (1999), « Career Interruptions and Subsequent Earnings: a Reexamination Using Swedish Data », *The Journal of Human Resources*, vol. 34, n° 2, pp. 294-311.

Allain L. et Sédillot B. (1999), « L'effet de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité des femmes », in Conseil d'Analyse Economique, *Égalité entre femmes et hommes : aspects économiques*, La Documentation française.

Arrow K.J. (1971), « The Theory of Discrimination », Working paper n°30A, Princeton University, repris in O. Aschenfelter et A. Rees eds (1974), *Discrimination in Labor Markets*, NJ: Princeton UP.

Arrow K.J. (1972), « Some Mathematical Models of Race in the Labor Market », in A. Pascal (ed.) *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington MA: Lexington Books, pp. 187-204.

Asplund R., Barth E., Smith N. et Wadensjö E. (1997), « The Male Female Wage Gap in the Nordic Countries », in N. Westergaard-Nielsen (ed.) *Wage Differentials in the Nordic Countries*, Amsterdam: North-Holland.

Audenis C., Laïb N. et Roux S. (2002), « L'évolution de l'emploi faiblement rémunéré au cours des dix dernières années », in Insee, *L'économie française – édition 2002-2003*, Paris, Livre de Poche, pp. 161-201.

Baudelot C. et Establet R. (1992), *Allez les filles !*, Seuil, Paris.

Becker G.S. (1971 [1957]), *The Economics of Discrimination*, 2nd ed., University of Chicago Press.

Becker G.S. (1964), *Human Capital*, New York : Columbia UP.

Becker G.S. (1985), « Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor », *Journal of Labor Economics*, vol. 3, n° 1, part 2, pp. 33-58.

Blau F.D. et Ferber M.A. (1987), « Discrimination: Empirical Evidence from the United States », *American Economic Review*, American Economic Association Papers and Proceedings, vol. 77, n° 2, pp. 316-320.

Blau F.D. et Kahn L.M. (1997), « Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s », *Journal of Labor Economics*, vol. 15, n° 1, pp. 1-42.

Blau F.D. et Kahn L.M. (2003), « Understanding International Differences in the Gender Pay Gap », *Journal of Labor Economics*, vol. 21, n° 1, pp. 106-144.

Blau F.D. et Kahn L.M. (2006), « The US Gender Pay Gap in the 1990s: Slowing Convergence », *Working Paper* n° 508, Princeton University.

Blinder A.S. (1973), « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *The Journal of Human Resources*, vol. 8, n° 4, pp. 436-455.

Breunig R. et Rospabe S. (2005), « Parametric vs. Semi-Parametric Estimation of the Male-Female

Wage Gap: an Application to France », ANU, Faculty of Economics and Commerce Working Paper, n°458.

Brown C. et Corcoran M. (1997), « Sex-Based Differences in School Content and the Male/Female Wage Gap », *Journal of Labor Economics*, vol. 15, n° 3, Part 1, pp. 431-465.

Bué J. (2002), « Temps partiel des femmes : entre 'choix' et contraintes », *Premières Synthèses*, Dares, n° 08.2.

Burnod G. et Chenu A. (2001), « Employés qualifiés et non qualifiés : une proposition d'aménagement de la nomenclature des catégories socio-professionnelles », *Travail et Emploi*, n° 86, avril, pp. 87-105.

Choné P., Le Blanc D. et Robert-Bobée I. (2004), « Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants », *Économie et Prévision*, n° 162, pp. 23-50.

Coëffic N. (2002), « Les montants des retraites perçues en 2001 », *Études et Résultats*, Drees, n° 183.

Colin C. (1999), « Carrières et salaires : une comparaison hommes/femmes », in Conseil d'Analyse Economique *Égalité entre femmes et hommes : aspects économiques*, Paris, La Documentation française, pp. 161-167.

Cotton J. (1988), « On the Decomposition of Wage Differentials », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 70, n° 2, pp. 236-243.

Christofides L., Li Q., Liu Z. et Min I. (2003), « Recent Two-Stage Sample Selection Procedures with an Application to the Gender Wage Gap », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 21, n° 3, pp. 396-405.

Crépon B., Deniau N. et Perez-Duarte S. (2003), « Wages, Productivity and Worker Characteristics: a French Perspective », *document de travail*, Crest, n° 2003-04.

Datta Gupta N., Oaxaca R.L. et Smith N. (2006), « Swimming Upstream, Floating Downstream: Comparing Women's Relative Wage Progress in the United States and Denmark », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 59, n° 2, pp. 243-266.

Desplat R., Jamet S., Passeron V. et Romans F. (2004), « La modération salariale en France

depuis le début des années 1980 », *Économie et Statistique*, n° 367-2003, pp. 39-67.

Duru-Bellat M. (1990), *L'école des filles : quelle formation pour quels rôles sociaux ?*, L'Harmattan, Paris.

Edin P.-A et Richardson K. (2002), « Swimming With the Tide: Solidarity-Wage Policy and the Gender Earnings Gap », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 104, n° 1, pp. 49-67.

EIRO (2002), *Gender Pay Equity in Europe*, Eurofound, Dublin.

Fortin N.M. et Lemieux T. (1998), « Rank Regressions, Wage Distributions and the Gender Gap », *The Journal of Human Resources*, vol. 33, n° 3, pp. 610-643.

Galtier B. (1999), « Les temps partiels, entre emplois choisis et emplois fautes de mieux », *Économie et Statistique*, n° 321-322, pp. 57-77.

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.

Gubian A. et Ponthieux S. (2000), « Emplois non qualifiés, emplois à bas salaire et mesures d'allègement du coût du travail », *Premières Synthèses*, Dares, n°51.1.

Heckman J. (1979), « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.

Hellerstein J.K., Neumark D. et Troske K.R. (1999), « Wages, Productivity and Worker Characteristics: Evidence From Plant Level Production Functions and Wage Equations », *Journal of Labor Economics*, vol. 17, n° 3, pp. 409-446.

Hunt J. (2002), « The Transition in East Germany. When is a Ten Point Fall in the Gender Wage Gap Bad News? », *Journal of Labor Economics*, vol. 20, n° 1, pp. 148-169.

Juhn C., Murphy K.M. et Pierce B. (1991), « Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence », in M.H. Koster (Ed) *Workers and Their Wages*, AEI Press, pp. 107-143.

Juhn C., Murphy K.M. et Pierce B. (1993), « Wage Inequality and The Rise in Returns to

Skill », *Journal of Political Economy*, vol. 101, n° 3, pp. 410-442.

Klein T. (2004), « Onze ans d'exonérations de cotisations sociales pour l'embauche à temps partiel », *Premières Synthèses*, Dares, n° 18.1.

Kidd M.P. et Shannon M. (2001), « Convergence in the Gender Wage Gap in Australia over the 1980s: Identifying the Role of Counteracting Forces via the Juhn, Murphy and Pierce Decomposition », *Applied Economics*, vol. 33, n° 7, pp. 929-936.

Lazear E. et Rosen S. (1990), « Male-Female Wage Differentials in Job Ladders », *Journal of Labor Economics*, vol. 8, n° 1, pp. S106-S123.

Le Minez S. (1999), « Faibles rémunérations et durée du travail en 1996 », *Insee Première*, n° 640.

Le Minez S. et Roux S. (2002), « Les différences de carrière salariale à partir du premier emploi », *Économie et Statistique*, n° 351, pp. 31-63.

Lixi C. et Theulière M. (2004), « Les deux-tiers de la croissance des effectifs d'étudiants depuis 1994 sont dus aux femmes », *Éducation et Formation*, n° 67, pp. 21-31.

Machin S. et Puhani P. (2003), « Subject of Degree and the Gender Wage Differential », *Economic Letters*, vol. 79, n° 3, pp. 393-400.

Marc C. (2004), « L'influence des conditions d'emploi sur le recours à l'APE. Une analyse économique du comportement des femmes », *Recherches et Prévisions*, n° 75, pp. 21-38.

Méda D., Simon M.-O. et Wierink M. (2003), « Pourquoi certaines femmes s'arrêtent-elles de travailler à la naissance d'un enfant ? », *Premières Synthèses*, Dares, n° 29.2.

Meurs D. et Ponthieux S. (2000), « Une mesure de la discrimination dans l'écart des salaires entre hommes et femmes », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 135-158.

Mincer J. (1958), « Investment in Human Capital and Personal Income Distribution », *Journal of Political Economy*, vol. 66, n° 4, pp. 281-302.

Mincer J. et Polachek S. (1974), « Family Investments in Human Capital: Earnings of Women », *Journal of Political Economy*, vol. 82, n° 2, Part 2, pp. S76-S108.

Neuman S. et Oaxaca R.L. (1998), « Estimating Labour Market Discrimination with Selectivity Corrected Wage Equations: Methodological Considerations and an Illustration from Israel », *CEPR Discussion Paper*, n° 1915 (version revue et augmentée : (2004), « Wage Discrimination in the 1990s in Israel: Endowments, Discrimination and Selectivity », *IZA Discussion Paper*, n° 1362).

Neumark D. (1988), « Employers' Discriminatory Behaviour and the Estimation of Wage Discrimination », *Journal of Human Resources*, vol. 23, n° 3, pp. 279-295.

Neumark D. et Korenman S. (1994), « Sources of Bias in Women's Wage Equations. Results Using Sibling Data », *Journal of Human Resources*, vol. 29, n° 2, pp. 379-405.

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. (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, n° 1, pp. 154-157.

Petit P. (2006), « Les écarts de salaires horaires entre hommes et femmes en 2002 : une évaluation possible de la discrimination salariale », *Premières Synthèses*, Dares, n° 22.1.

Phelps E. (1972), « The Statistical Theory of Racism and Sexism », *American Economic Review*, vol. 62, n° 4, pp. 639-651.

Piketty T. (2005), « Impact de l'Allocation Parentale d'Éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France », *Les Cahiers de l'Ined*, n° 156, pp. 79-109.

Reimers C. (1983), « Labor Market Discrimination Against Hispanics and Black Men », *Review of Economic and Statistics*, vol. 65, n° 4, pp. 570-579.

Suen W. (1997), « Decomposing Wage Residuals: Unmeasured Skill or Statistical Artifact? », *Journal of Labor Economics*, vol. 15, n° 3, pp. 555-566.

DÉCOMPOSITIONS DE L'ÉCART DES SALAIRES

A – Composition de l'écart des salaires mensuels moyens, 1990-2002

Année	Écart total	Écart des rendements	Écart des caractéristiques	Écart dû à la sélectivité		
				Total	dont « rendement »	dont « dotation »
	$\bar{W}^M - \bar{W}^F$	$(\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^N)\bar{X}^M + (\hat{\beta}^N - \hat{\beta}^F)\bar{X}^F$	$(\bar{X}^M - \bar{X}^F)\hat{\beta}^N$	$(\hat{\tau}^M \hat{\lambda}^M) - (\hat{\tau}^F \hat{\lambda}^F)$	$(\hat{\tau}^M - \hat{\tau})\hat{\lambda}^M + (\hat{\tau} - \hat{\tau}^F)\hat{\lambda}^F$	$\hat{\tau}(\hat{\lambda}^M - \hat{\lambda}^F)$
1990	0,260 (0,004)	0,079 (0,004)	0,186 (0,004)	- 0,004 n.s. (0,002)	- 0,014	0,010
1991	0,258 (0,004)	0,083 (0,004)	0,187 (0,004)	- 0,011 (0,002)	- 0,024	0,012
1992	0,263 (0,004)	0,083 (0,004)	0,190 (0,004)	- 0,011 (0,003)	- 0,020	0,009
1993	0,270 (0,004)	0,080 (0,004)	0,200 (0,004)	- 0,010 (0,003)	- 0,017	0,008
1994	0,279 (0,004)	0,080 (0,004)	0,208 (0,004)	- 0,009 (0,003)	- 0,016	0,007
1995	0,269 (0,004)	0,076 (0,004)	0,203 (0,004)	- 0,009 (0,002)	- 0,016	0,007
1996	0,262 (0,004)	0,069 (0,004)	0,198 (0,004)	- 0,005 n.s. (0,003)	- 0,012	0,006
1997	0,270 (0,004)	0,067 (0,004)	0,208 (0,004)	- 0,005 n.s. (0,003)	- 0,013	0,007
1998	0,269 (0,004)	0,065 (0,004)	0,208 (0,004)	- 0,004 n.s. (0,002)	- 0,011	0,006
1999	0,264 (0,004)	0,062 (0,004)	0,207 (0,003)	- 0,005 n.s. (0,002)	- 0,009	0,004
2000	0,260 (0,004)	0,065 (0,003)	0,201 (0,004)	- 0,007 (0,002)	- 0,013	0,007
2001	0,255 (0,004)	0,064 (0,004)	0,195 (0,003)	- 0,004 n.s. (0,002)	- 0,012	0,008
2002	0,252 (0,004)	0,069 (0,004)	0,190 (0,004)	- 0,006 (0,002)	- 0,012	0,006

Les écarts-types, indiqués entre parenthèses, sont calculés par bootstrap (1 000 répliques).

Lecture : en 1990 l'écart estimé total (en log) entre le salaire moyen des hommes et le salaire moyen des femmes est de 26 %. Il se décompose entre 7,9 % dus à la différence des rendements des caractéristiques, 18,6 % provenant des différences des caractéristiques, dont il faut retrancher 0,4 % dû à l'écart de sélectivité (n.s., non significativement différent de zéro). La décomposition de l'écart dû à la sélectivité en effet du rendement et de la dotation est explicité en encadré 2.

Champ : salariés hors apprentis et stagiaires travaillant au moins 10 heures par semaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi, 1990-2002.

B – Composantes de la part expliquée de l'écart des salaires mensuels moyens, 1990-2002

	Total	Capital humain		Structures des emplois		Durées de travail	
	$\hat{\beta}^N(\sum_{j=1}^J \Delta \bar{X}_j)$	Éducation	Expérience	Catégories	Secteur	Heures hebdo	Temps partiel
1990	0,186 (0,004)	- 0,013 (0,001)	0,001 n.s. (0,001)	0,057 (0,003)	0,019 (0,001)	0,049 (0,002)	0,068 (0,002)
1991	0,187 (0,004)	- 0,013 (0,001)	0,010 n.s. (0,001)	0,056 (0,003)	0,022 (0,001)	0,047 (0,002)	0,067 (0,002)
1992	0,190 (0,004)	- 0,014 (0,001)	0,009 (0,001)	0,059 (0,003)	0,023 (0,001)	0,048 (0,002)	0,069 (0,002)
1993	0,200 (0,004)	- 0,015 (0,001)	0,009 (0,001)	0,067 (0,002)	0,018 (0,001)	0,047 (0,002)	0,076 (0,002)
1994	0,208 (0,004)	- 0,014 (0,001)	0,009 (0,001)	0,068 (0,003)	0,018 (0,001)	0,051 (0,002)	0,079 (0,002)
1995	0,202 (0,004)	- 0,015 (0,001)	0,007 (0,001)	0,067 (0,003)	0,017 (0,001)	0,053 (0,002)	0,076 (0,002)
1996	0,198 (0,004)	- 0,015 (0,001)	0,006 (0,001)	0,060 (0,003)	0,017 (0,001)	0,051 (0,002)	0,081 (0,002)
1997	0,208 (0,004)	- 0,014 (0,001)	0,006 (0,001)	0,065 (0,003)	0,016 (0,001)	0,054 (0,002)	0,084 (0,002)
1998	0,208 (0,004)	- 0,015 (0,001)	0,006 (0,001)	0,063 (0,002)	0,017 (0,001)	0,053 (0,002)	0,087 (0,002)
1999	0,207 (0,004)	- 0,015 (0,001)	0,004 (0,001)	0,063 (0,002)	0,018 (0,001)	0,057 (0,002)	0,082 (0,002)
2000	0,201 (0,004)	- 0,016 (0,001)	0,002 n.s. (0,001)	0,067 (0,002)	0,019 (0,001)	0,052 (0,002)	0,081 (0,002)
2001	0,194 (0,004)	- 0,015 (0,001)	0,001 n.s. (0,001)	0,066 (0,002)	0,022 (0,001)	0,044 (0,002)	0,080 (0,002)
2002	0,189 (0,004)	- 0,015 (0,001)	0,001 n.s. (0,001)	0,065 (0,003)	0,020 (0,001)	0,043 (0,002)	0,078 (0,002)
Les écarts-types, indiqués entre parenthèses, sont calculés par bootstrap (1 000 répliques).							

Lecture : en 1990, les 18,6 % de l'écart salarial entre les hommes et les femmes dû aux écarts de caractéristiques résultent d'un écart d'éducation en faveur des femmes de - 1,3 %, et d'écarts en faveur des hommes en ce qui concerne l'expérience (0,1 %, n.s.), les catégories d'emploi (5,7 %), les secteurs d'activité (1,9 %) et les durées de travail (4,9 %) et le type d'horaire de travail (6,8%).

Champ : salariés hors apprentis et stagiaires travaillant au moins 10 heures par semaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi, 1990-2002.

C – Composantes de la variation de l'écart des salaires mensuels moyens

	1990- 2002	1990- 1994	1994- 2002
Écart total : $\Delta \bar{W}^M - \Delta \bar{W}^F$	- 0,008 n.s. (0,006)	0,019 (0,006)	- 0,027 (0,006)
Écart des caractéristiques	0,004 n.s. (0,006)	0,022 (0,006)	- 0,019 (0,006)
Variation de l'effet quantité : $(\Delta \bar{X}_2 - \Delta \bar{X}_1) \hat{\beta}_1$	- 0,006 n.s. (0,005)	0,019 (0,005)	- 0,025 (0,005)
Variation de l'effet prix : $\Delta \bar{X}_2'(\beta_2 - \hat{\beta}_1)$	0,009 (0,002)	0,003 n.s. (0,002)	0,007 (0,002)
Variation de la sélectivité : $\hat{\tau}_2(\Delta \hat{\lambda}^M - \Delta \hat{\lambda}^F) + \Delta \hat{\tau}(\hat{\lambda}_1^M - \hat{\lambda}_1^F)$	- 0,004 (0,001)	- 0,003 n.s. (0,001)	- 0,001 n.s. (0,001)
Variation du résidu : $(\Delta \theta_2 - \Delta \theta_1) \sigma_1 + \Delta \theta_2(\sigma_2 - \sigma_1)$	- 0,008 (0,003)	0,000 (0,003)	- 0,008 (0,003)
Les écarts-types, indiqués entre parenthèses, sont calculés par bootstrap (1 000 répliques).			

Lecture : entre 1990 et 2002, l'écart salarial estimé total s'est réduit de 0,8 % (n.s.). L'écart des caractéristiques s'est accru de 0,4 % (n.s.), compensé par un effet quantité de 0,6 % (n.s.). La variation par rapport à la norme initiale joue dans le sens d'un accroissement de l'écart (+ 0,9 %), la variation de la sélectivité joue en sens inverse (- 0,4 %).

Champ : salariés hors apprentis et stagiaires travaillant au moins 10 heures par semaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi, 1990-2002.

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

A - Équation de sélection, 2002

	Femmes		Hommes	
	Coefficient	Chi2 Wald	Coefficient	Chi2 Wald
Constante	- 0,770	29,1	- 0,102	0,4 n.s.
Âge	0,119	277,5	0,086	118,1
Âge2	- 0,002	304,2	- 0,001	149,2
Nombre d'années d'études	0,045	159,2	0,019	26,3
Situation familiale				
Personne seule	Réf.		Réf.	
Chef de famille monoparentale	- 0,195	19,9	- 0,170	2,6 n.s.
En couple sans enfant	- 0,029	0,9 n.s.	0,177	28,9
En couple avec 2 enfants au plus	- 0,134	16,9	0,206	39,1
En couple avec 3 enfants et plus	- 0,203	15,5	0,125	5,2
Autres	- 0,227	24,9	- 0,297	53,5
Éligible à l'APE	- 0,779	98,1	- 0,130	2,5 n.s.
Statut d'activité l'année $n - 1$				
Emploi en $n - 1$	Réf.		Réf.	
Chômage en $n - 1$	- 1,919	5 502,5	- 1,956	4 513,4
Études en $n - 1$	- 0,898	298,1	- 0,954	342,1
Inactivité en $n - 1$	- 2,856	12 391,8	- 2,764	3 027,9
Propriétaire du logement occupé	0,191	80,7	0,301	163,1
Né à l'étranger	- 0,241	69,7	- 0,253	69,2
% concordant	92,7		87,9	
Pseudo-R ² ajusté	0,71		0,53	
Nombre d'observations	39 628		33 009	
dont salarié(e)s	25 029		27 203	
La spécification inclut des variables de contrôle pour la région d'habitation et la taille de l'unité urbaine (cf. encadré 3).				

Champ : personnes en âge de travailler, hors étudiants, retraités et travailleurs indépendants.

Source : enquête Emploi, 2002.

B- Équations de gains 2002, Hommes

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3 (1)	
	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t
Constante	4,06	103,3	6,11	133,4	6,16	134,5
Niveau d'éducation						
Au plus CEP	Réf.		Réf.		Réf.	
BEPC, CAP	0,14	29,1	0,08	18,8	0,08	18,3
Bac	0,29	43,4	0,13	20,5	0,12	20,0
Bac + 2	0,44	61,6	0,18	25,1	0,18	24,5
Diplôme plus élevé	0,69	93,2	0,26	30,2	0,25	29,4
Expérience potentielle						
Exp	0,02	31,7	0,02	25,3	0,01	22,3
Exp2 (* 1000)	- 0,39	- 24,0	- 0,26	- 18,6	- 0,22	- 15,4
Ancienneté dans l'entreprise						
Sen	0,01	18,1	0,01	13,9	0,01	11,9
Sen2 (* 1000)	- 0,06	- 3,1	- 0,06	- 3,0	- 0,03	- 1,6
Nombre d'heures par semaine	0,72	66,7	0,34	28,0	0,34	27,8
Type d'horaire						
Temps complet			Réf.		Réf.	
Temps partiel long			- 0,21	- 13,9	- 0,21	- 13,8
Temps partiel moyen			- 0,42	- 29,6	- 0,41	- 28,9
Temps partiel court			- 0,65	- 22,8	- 0,62	- 21,8
Type de poste						
Non qualifié			- 0,10	- 20,8	- 0,10	- 19,9
Secteur de l'emploi						
Public			0,03	4,6	0,03	4,4
Type de contrat						
CDD			- 0,04	- 5,9	- 0,02	- 3,5
Catégorie professionnelle						
Cadre			Réf.		Réf.	
Profession intermédiaire			- 0,29	- 44,8	- 0,29	- 45,0
Employé			- 0,43	- 55,0	- 0,43	- 55,1
Ouvrier			- 0,48	- 61,4	- 0,48	- 61,5
Fonction						
Enseignement, santé, information, autre			Réf.		Réf.	
Production, fabrication, chantiers			- 0,02	- 2,8	- 0,02	- 2,9
Installation, entretien, réglage, réparation			- 0,03	- 3,6	- 0,03	- 3,8
Nettoyage, gardiennage, travail ménager			- 0,08	- 6,9	- 0,08	- 7,0
Manutention, magasinage, transports			- 0,04	- 4,9	- 0,04	- 5,0
Guichet, saisie, standard, secrétariat			- 0,04	- 2,4	- 0,04	- 2,4
Gestion, comptabilité, fonctions administratives			0,01	1,7	0,01	1,7
Commerce, vente, technico-commercial			0,00	0,6	0,00	0,5
Recherche, études, méthodes, informatique			0,02	2,2	0,02	2,2
Direction			0,14	8,2	0,14	8,2
Secteur d'activité						
Éducation, santé, action sociale, administration (EQ+ER)			Réf.		Réf.	
Agriculture (EA)			- 0,01	- 0,9	- 0,01	- 1,1
Industrie (EB+EC+ED+EE+EF+EG)			0,10	13,9	0,10	13,8
Construction (EH)			0,08	8,5	0,07	8,5
Commerce (EJ)			0,03	3,3	0,03	3,3
Services aux entreprises (EK+EL+EM+EN)			0,08	11,9	0,08	12,0
Services aux particuliers (EP)			- 0,04	- 3,6	- 0,04	- 3,5
Particularités du poste						
Travail le samedi			0,00	- 0,3	0,00	- 0,2
Travail le dimanche			- 0,04	- 8,1	- 0,04	- 8,2
Travail la nuit			- 0,08	- 15,7	- 0,08	- 15,6
Né à l'étranger	- 0,04	- 6,4	- 0,01	- 2,3	0,00	- 0,6
Résidence en région parisienne	0,13	23,7	0,09	19,0	0,09	19,1
Inverse du ratio de Mills (cf. encadré 3)					- 0,11	- 14,0
R²	0,46		0,59		0,60	
Nombre d'observations	27 203					
1. C'est le modèle 3 qui est employé pour les décompositions présentées dans l'article.						

C - Équations de gains, 2002, Femmes

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3 (1)	
	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t
Constante	3,50	128,1	6,19	129,2	6,22	129,8
Niveau d'éducation						
Au plus CEP	Réf.		Réf.		Réf.	
BEPC, CAP	0,16	25,7	0,07	13,2	0,07	13,0
Bac	0,31	41,8	0,12	16,9	0,11	16,4
Bac + 2	0,51	67,8	0,21	27,1	0,21	26,6
Diplôme plus élevé	0,73	89,5	0,27	29,6	0,27	28,8
Expérience potentielle						
Exp	0,01	16,5	0,01	15,5	0,01	15,0
Exp2 (* 1000)	- 0,26	- 15,2	- 0,19	- 13,2	- 0,19	- 12,7
Ancienneté dans l'entreprise						
Sen	0,02	23,9	0,01	18,7	0,01	16,3
Sen2 (* 1000)	- 0,06	- 2,8	- 0,08	- 4,0	- 0,04	- 2,2
Nombre d'heures par semaine	0,84	111,9	0,28	22,3	0,28	22,1
Type d'horaire						
Temps complet			Réf.		Réf.	
Temps partiel long			- 0,15	- 24,1	- 0,15	- 24,1
Temps partiel moyen			- 0,38	- 43,7	- 0,38	- 43,5
Temps partiel court			- 0,59	- 35,4	- 0,58	- 35,2
Type de poste						
Non qualifié			- 0,15	- 25,1	- 0,15	- 24,9
Secteur de l'emploi						
Public			0,08	15,6	0,08	15,5
Type de contrat						
CDD			- 0,06	-9,9	- 0,05	- 8,5
Catégorie professionnelle						
Cadre			Réf.		Réf.	
Profession intermédiaire			- 0,22	- 29,3	- 0,22	- 29,3
Employé			- 0,39	- 46,8	- 0,39	- 46,8
Ouvrier			- 0,42	- 36,7	- 0,41	- 36,6
Fonction						
Enseignement, santé, information, autre			Réf.		Réf.	
Production, fabrication, chantiers			0,06	5,4	0,06	5,4
Installation, entretien, réglage, réparation			0,02	0,8	0,02	0,9
Nettoyage, gardiennage, travail ménager			- 0,02	- 2,2	- 0,02	- 2,2
Manutention, magasinage, transports			0,02	1,7	0,02	1,7
Guichet, saisie, standard, secrétariat			0,02	2,7	0,02	2,7
Gestion, comptabilité, fonctions administratives			0,08	12,2	0,08	12,3
Commerce, vente, technico-commercial			0,07	9,2	0,07	9,3
Recherche, études, méthodes, informatique			0,10	8,7	0,10	8,6
Direction			0,15	5,8	0,15	5,9
Secteur d'activité						
Éducation, santé, action sociale, administration (EQ+ER)			Réf.		Réf.	
Agriculture (EA)			- 0,01	- 0,5	- 0,01	- 0,7
Industrie (EB+EC+ED+EE+EF+EG)			0,06	7,7	0,06	7,7
Construction (EH)			0,01	0,8	0,02	0,9
Commerce (EJ)			0,01	0,8	0,01	0,8
Services aux entreprises (EK+EL+EM+EN)			0,06	9,6	0,06	9,6
Services aux particuliers (EP)			- 0,09	- 11,7	- 0,09	- 11,5
Particularités du poste						
Travail le samedi			0,00	- 1,0	0,00	- 1,0
Travail le dimanche			- 0,06	- 10,3	- 0,06	- 10,4
Travail la nuit			- 0,09	- 11,3	- 0,09	- 11,3
Né à l'étranger	- 0,03	- 4,1	0,01	2,0	0,02	2,7
Résidence en région parisienne	0,16	27,9	0,12	23,6	0,12	23,2
Inverse du ratio de Mills (cf. encadré 3)					- 0,05	- 9,2
R²	0,58		0,70		0,70	
Nombre d'observations	25 029					
1. C'est le modèle 3 qui est employé pour les décompositions présentées dans l'article.						

MOYENNES DES VARIABLES DE L'ANALYSE

A - Variables des équations de sélection, moyennes en 2002

En %

	Ensemble		Salariés		Autres	
	hommes	femmes	hommes	femmes	hommes	femmes
Nombre d'observations	33 009	39 628	27 203	25 029	5 806	14 599
Âge	39,8	41,2	39,6	40,3	40,4	42,8
Nombre d'années d'études	2,8	2,8	2,9	3,4	2,1	1,9
Situation familiale						
Personne seule	14,8	13,3	13,7	15,3	20,2	9,8
Chef de famille monoparentale	0,8	6,5	0,8	6,5	1,1	6,7
En couple sans enfant	29,0	33,5	29,6	32,6	26,5	35,0
En couple avec 2 enfants au plus	34,1	32,8	37,4	35,4	18,7	28,2
En couple avec 3 enfants et plus	7,5	7,3	7,8	4,4	6,0	12,5
Autres	13,7	6,6	10,8	5,8	27,6	7,9
Éligible à l'APE	2,3	2,5	2,4	0,9	2,1	5,3
Statut d'activité l'année $n - 1$						
Emploi en $n - 1$	84,0	63,8	95,0	92,2	32,2	15,1
Chômage en $n - 1$	8,5	9,4	2,7	3,7	35,5	19,0
Études en $n - 1$	2,6	2,2	1,9	2,1	6,2	2,5
Inactivité en $n - 1$	4,9	24,6	0,4	1,9	26,1	63,4
Propriétaire du logement occupé	53,7	54,9	56,5	57,9	40,9	49,6
Né à l'étranger	12,7	12,6	11,0	9,1	20,5	18,6

B - Variables des équations de salaire, moyennes en 2002

En %

Sous-ensembles de la décomposition		VARIABLES EXPLICATIVES	Hommes	Femmes
Capital humain	Éducation	Au plus CEP	23,32	19,61
		BEPC, CAP	42,38	33,69
		Bac	13,25	17,09
		Bac + 2	10,91	17,17
		Diplôme plus élevé	10,13	12,44
	Expérience	Expérience potentielle	20,73	20,94
		Ancienneté	11,25	11,05
Durées de travail	Heures Type de temps	Nombre d'heures/semaine	3,60	3,47
		Temps complet	96,70	72,77
		Temps partiel long	1,19	11,30
		Temps partiel moyen	1,71	12,67
		Temps partiel court	0,39	3,26
Structure des emplois	Catégories	Emploi non qualifié	18,24	32,00
		Durée déterminée (CDD)	8,36	10,45
		Cadre	13,90	10,24
		Profession intermédiaire	23,50	23,45
		Employé	13,88	52,84
		Ouvrier	48,72	13,46
		Enseignement, santé, information, autre	13,09	28,27
		Production, fabrication, chantiers	31,65	9,07
		Installation, entretien, réglage, réparation	14,34	0,66
		Nettoyage, gardiennage, travail ménager	2,79	12,00
		Manutention, magasinage, transports	11,44	2,17
		Guichet, saisie, standard, secrétariat	0,85	11,78
		Gestion, comptabilité, fonctions administratives	7,93	18,67
		Commerce, vente, technico-commercial	8,70	13,92
		Recherche, études, méthodes, informatique	8,16	2,99
		Direction	1,06	0,48
	Secteur	Travaille le samedi	55,15	55,74
		Travaille le dimanche	76,61	77,42
		Travaille la nuit	80,85	93,19
		Agriculture (EA)	2,03	0,88
		Industrie (EB+EC+ED+EE+EF+EG)	28,61	13,11
	Contrôles	Construction (EH)	9,96	1,21
		Commerce (EJ)	12,11	12,74
		Services aux entreprises (EK+EL+EM+EN)	24,24	19,90
		Services aux particuliers (EP)	3,75	9,30
		Éducation, santé, action sociale, administration (EQ+ER)	19,31	42,85
		Emploi dans le secteur public	18,26	31,47
		Né à l'étranger	11,05	9,07
		Paris et agglomération	13,88	16,17
Sélection	Sélection	Inverse du ratio de Mills	0,18	0,25
Variable dépendante		Logarithme du salaire mensuel (euros 2002)	7,27	7,02
Nombre d'observations			27 203	25 029

Ajustez votre cible



**SIRENE®, près de 7 millions d'adresses
d'entreprises et d'établissements**

L'information à la source

La base de données SIRENE®, gérée par l'Insee, est élaborée à partir du répertoire officiel d'immatriculation des entreprises et des établissements.

Elle contient l'état civil de toutes les entreprises et de tous leurs établissements implantés en France : industriels, commerçants, professions libérales, agriculteurs, collectivités territoriales, banques, associations...

60 critères de sélection

50 critères économiques : activité, nombre d'établissements, catégorie juridique, date de création...

10 critères géographiques : région, département, zone d'emploi, canton...



Contact : 0 825 889 452 (0,15 €/mn) - insee-contact@insee.fr