

La mesure de la discrimination salariale revisitée : une tentative d'identification des femmes « véritablement » discriminées en début de vie active

Thomas Couppié (Céreq), Arnaud Dupray (Céreq, Lest), Stéphanie Moullet (Lest, Université de la Méditerranée)¹

1. Introduction

La discrimination d'un point de vue économique part de l'idée que certains individus ayant une particularité commune se retrouvent spécialement défavorisés en raison de cette particularité et indépendamment de leurs caractéristiques productives (Plassard, 1987). Elle implique donc une remise en cause du principe d'équité dans la mesure où l'on traite de façon différenciée des individus considérés comme identiques au plan économique.

Deux spécificités de cette acception de la discrimination méritent d'être soulignées : la discrimination concerne d'une part des individus ayant une propriété en commun qui les différencie des autres salariés, elle implique donc que le critère discriminant soit partagé par une ensemble d'individus ; d'autre part, la discrimination se fonde sur une caractéristique qualifiée de non économique, c'est à dire sur un attribut qui n'entretient pas de relation systématique d'intensité donnée avec la productivité ou la performance.

Ainsi, la discrimination en économie a été étudiée à raison du sexe, de l'origine ethnique ou d'une combinaison des deux (Frickey et Primon, 2003 ; Pailhé et Ponthieux, 2008), mais aussi des préférences sexuelles (Antecol, Jong and Steinberger, 2008) ou de la zone de résidence (Couppié, Giret et Moullet, 2009).

L'étude empirique de la discrimination a porté notamment sur les salaires. Ainsi, on parle de discrimination salariale lorsque des individus dotés des mêmes caractéristiques économiques reçoivent des salaires différents et que les différences sont systématiquement corrélées avec certaines caractéristiques non économiques des individus (Stiglitz, 1973). La discrimination salariale a été largement étudiée dans la mesure où le salaire est un indicateur résumé d'un ensemble de conditions affectant l'emploi et parce qu'elle mobilise les techniques d'estimation d'équations de gains standards.

¹ Coordonnées : couppie@cereq.fr, dupray@cereq.fr, stephanie.moullet@univmed.fr

Plus récemment, des explorations sur données françaises ont porté aussi sur l'accès à l'emploi en fonction du sexe (Moulin, 2004) ou de l'origine ethnique (Dupray et Moullet, 2004a).

De manière schématique, on peut séparer les méthodes de mesure empirique de la discrimination entre trois grandes approches : l'approche déclarative ou subjective de la discrimination fondée sur la notion de « discrimination ressentie » (Algava et Bèque, 2006 ; Céreq, 2007.), l'approche expérimentale avec les méthodes d'audit ou de testing (Petit, 2003 ; Carlsson et Rooth, 2008 ; Cédiey, Foroni et Garner, 2008) et l'approche économétrique. Ce sont les prolongements et extensions de la dernière dont on va discuter ici.

D'un point de vue empirique, la discrimination est mesurée à partir du traitement différent réservé à certains individus plutôt qu'à d'autres. Une fois constatées des différences de traitement ou de reconnaissance sur le marché du travail, mesurer la discrimination revient à isoler ce qui, dans ces différences, peut être rapporté à des propriétés individuelles *a priori* non liées à la productivité et ce qu'on peut relier à des caractéristiques individuelles que l'on sait corrélées à leur productivité.

L'approche économétrique de la discrimination d'origine sexiste s'appuie sur des régressions de salaire pour évaluer si le sexe exerce un effet sur la formation du salaire, une fois pris en compte l'ensemble des caractéristiques pouvant intervenir dans la définition de la rémunération des individus. Cette méthode est reconnue et mobilisable le cas échéant auprès des tribunaux comme par exemple dans la confédération helvétique (Flückiger et Graf, 2007). Depuis les travaux de Oaxaca (1973) et Blinder (1973), on a coutume de décomposer la différence de salaires entre les groupes comparés en une composante expliquée par des différences de caractéristiques d'une part, et une composante relevant d'un traitement différencié de ces caractéristiques d'autre part (c'est à dire d'une valorisation différente de celles-ci), si par exemple on s'intéresse aux salaires.

Dans l'optique de la mesure de la discrimination salariale selon le genre, cette méthode conduit alors à comparer le salaire estimé pour les hommes à leurs caractéristiques moyennes avec celui des femmes à leurs caractéristiques moyennes, en d'autres termes le salaire moyen des hommes et le salaire moyen des femmes. Les travaux de Meurs et Ponthieux, (2000, 2006) ou de Dupray et Moullet (2004b) illustrent bien l'usage de ces méthodes dans le cas français. La comparaison entre le salaire moyen simulé pour les femmes si elles bénéficiaient d'une structure de paiement non discriminante avec leur salaire moyen observé permet de

déboucher sur une mesure de la discrimination (mesure que l'on peut exprimer en valeur ou en part relative).

Ces méthodes s'appuient sur des hypothèses qui concernent en particulier :

1) la question de la structure de paiement non discriminante qui a conduit à nombre d'options alternatives proposées au cours des années 80 et 90 et dont Oaxaca et Ransom (1994) proposent une synthèse théorique et Silber et Weber (1999) une comparaison empirique de leurs résultats, nous n'y revenons pas ici.

2) la question de l'agrégation, autrement dit, comment, à partir de l'observation pour chaque individu d'un salaire théorique de non discrimination et de son salaire observé, peut-on mesurer la discrimination ?

C'est dans le cadre des discussions autour de cette dernière question que s'inscrit la méthode que l'on propose dans cet article pour évaluer la discrimination salariale.

Dans les méthodes de décomposition classiques des salaires à la « Oaxaca-Blinder », les calculs des écarts de gains sont fondés sur des différences de moyenne compte tenu des propriétés des fonctions linéaires. On obtient ainsi un indicateur synthétique de discrimination qui ne vaut qu'en moyenne. Or, l'absence de traitement différencié en moyenne entre hommes et femmes est une condition nécessaire mais non suffisante pour conclure au fait qu'aucune femme n'est discriminée (Jenkins, 1994). Jenkins fait partie des premiers économistes à avoir critiqué cette référence systématique à la moyenne. En effet, elle est admissible si l'expérience de la discrimination est homogène tout au long de la distribution. En d'autres termes, elle vaut si quelles que soient leurs caractéristiques, toutes les femmes étaient confrontées au même écart salarial non expliqué, donc au même degré de discrimination. Si cela n'est pas le cas, une même valeur de discrimination peut renvoyer à des formes différentes de répartition de la discrimination parmi la population observée : par exemple, on peut opposer un cas où certains individus seraient fortement discriminés tandis que d'autres beaucoup moins ou pas du tout dans une population donnée, à un cas où la population présenterait des degrés de discrimination homogènes sur l'ensemble de la distribution.

Jenkins (1994) propose ainsi une série d'indices de mesure de la discrimination prenant en compte l'ensemble de la distribution des écarts de gains entre les populations comparées. En s'inspirant de la littérature économique sur la pauvreté et la mesure des inégalités, Del Rio, Gradin et Canto (2006) ont poursuivi dans cette voie en proposant une série d'indices d'agrégation pour mesurer la discrimination à partir d'un cadre normatif de propriétés souhaitables que devraient respecter ces indices.

Par ailleurs ou en parallèle, d'autres pistes d'investigation ont été poursuivies pour mesurer les écarts sur l'ensemble de la distribution, comme l'usage de régressions quantiles (Albrecht, Björklund et Vroman, 2003 ; Gardeazabal et Ugidos, 2005) ou de régressions de rang (Fortin et Lemieux, 1998). A l'image de la décomposition des différences de salaires à la moyenne des populations, des décompositions équivalentes ont été développées à partir de régressions sur les quantiles (Machado et Mata, 2005).

Bien qu'ayant permis à l'analyse de franchir un pas important dans la connaissance du phénomène de discrimination salariale en montrant par exemple que son intensité pouvait varier tout au long de la distribution des salaires ou en explicitant les hypothèses sous-jacentes aux mesures d'agrégation, il nous semble que l'identification des personnes exposées à la discrimination reste imparfaite.

Or, une des préoccupations sous-jacente à la question de l'agrégation consiste à identifier quels sont les individus les plus exposés à la discrimination et avec quelle intensité. L'usage d'indices additivement décomposables permet en effet virtuellement d'identifier les groupes d'individus plus exposés à la discrimination que d'autres, encore faut-il avoir des hypothèses sur les critères pertinents à retenir pour découper la population.

Les approches évoquées ont, de notre point de vue, le défaut de partir d'une caractérisation *a priori* de la population des individus que cela soit par le biais des quantiles, ou de dimensions comme le niveau de qualification ou le niveau d'éducation, dont le choix peut-être éventuellement étayé par des modèles théoriques. Le choix du ou des critères pertinents pour décrire la distribution englobe de manière implicite l'hypothèse que la discrimination est susceptible de varier en fonction de la position de l'individu indiquée par la valeur ou la combinaison de valeurs des critères en question. Ce n'est que dans un deuxième temps que l'on pourra éventuellement tester si certaines caractéristiques individuelles ou d'emploi participent davantage à la discrimination à un point ou un autre de la distribution, par exemple en utilisant la méthode de Firpo, Fortin et Lemieux (2008).

Si l'on se focalise sur la discrimination salariale selon le genre, une autre manière de s'interroger sur l'hétérogénéité des situations individuelles en l'occurrence des femmes, vis à vis du phénomène de discrimination est de se demander si le sexe est un critère suffisant pour délimiter la population effectivement discriminée. En tant que caractère visible et collectif et non systématiquement corrélé à un niveau de compétence ou de performance spécifique, c'est une caractéristique éligible à une mesure de la discrimination. Pour autant, comme le suggèrent les approches distributives des mesures de la discrimination, toutes les femmes ne sont pas forcément discriminées ou certaines le sont sans doute plus que d'autres.

L'originalité de notre démarche consiste justement à questionner le présupposé que le sexe est un identifiant suffisant pour définir une population confrontée à la discrimination en posant l'hypothèse que certaines femmes ne sont pas ou quasiment pas discriminées tandis que d'autres le sont beaucoup plus. L'enjeu est alors d'identifier ces différents groupes de femmes. Ce faisant, c'est la méthode proposée qui va permettre *de manière endogène* de caractériser ces femmes discriminées en les différenciant de celles qui ne le sont pas ou le sont moins. La caractérisation des individus plus ou moins discriminés n'est donc pas exploratoire à partir de critères définis de manière exogène mais un résultat de la démarche ; ce point constitue l'élément central qui la sépare des approches distributives évoquées précédemment.

Dans cette première présentation de la méthode que l'on propose, nous procédons de manière simplifiée en retenant un schéma dichotomique : l'enjeu est d'isoler *de façon endogène* deux groupes de femmes plus ou moins discriminées et de fournir des mesures en moyenne de la discrimination à laquelle chacun des groupes est soumis. Dans un premier temps, il est utile d'évoquer le fondement empirique à notre propos, à savoir l'existence persistante d'un différentiel de rémunérations entre hommes et femmes sur le marché du travail français. Dans un deuxième temps, nous développerons la méthodologie à laquelle nous recourons pour tenter d'identifier les femmes particulièrement pénalisées d'un point de vue salarial et sujettes à un traitement différencié de leurs caractéristiques individuelles et d'emploi. Nous enchaînerons avec l'exposé et l'interprétation des résultats, d'abord sur la caractérisation du groupe de femmes que l'on a isolé, ensuite sur l'origine du traitement différencié de ces femmes. Nous évoquerons en conclusion comment étendre l'approche pour définir différents groupes d'individus exposés à des intensités variables de discrimination et s'orienter vers une mesure individuelle de la discrimination.

2. Aperçu des disparités salariales entre hommes et femmes en France

Un certain nombre d'évolutions sociales, culturelles et législatives depuis 40 ans conduisent à un positionnement des hommes et des femmes sur le marché du travail qui tend en théorie à être de plus en plus similaire. La poursuite de l'augmentation de l'activité des femmes au cours des années 70 et 80 a été favorisée par des transformations culturelles et sociales : légitimité de l'activité professionnelle des femmes, accès à la maîtrise de leur fécondité, investissement massif dans l'éducation si bien que leur niveau d'études dépasse en moyenne celui des hommes depuis la fin des années 80... Par ailleurs, la tertiarisation de l'économie a permis aussi d'attirer plus de femmes sur le marché du travail. Malgré les progrès législatifs

en matière d'aménagement des périodes d'interruption de l'emploi pour maternité ou raison familiale, de parité et d'égalité professionnelle jusqu'à la loi de 2006 sur l'égalité salariale, les évolutions sont plus lentes en matière de mixité professionnelle (Couppié et Epiphane, 2006) ou de traitement salarial (Insee, 2008). Quel que soit le champ et l'unité temporelle de référence pour comparer les salaires, les femmes sont encore systématiquement désavantagées : en 2006, on constate un écart de 27 % dans le secteur concurrentiel en termes de rémunération brute annuelle, de 19 % si l'on considère les salariés à temps complet et encore de 15,5 % si on se concentre sur les salaires horaires (Müller, 2008). C'est en haut de la hiérarchie que les écarts de salaire sont les plus élevés. Pour les cadres du secteur privé et du semi-public travaillant à temps complet, l'écart de salaire net annuel moyen n'a pas diminué entre 1998 et 2006 passant de 29 à 30 %. C'est écart est en partie lié aux charges familiales qui pénalisent les femmes et favorisent un surinvestissement professionnel des pères. En effet, Petit (2007) ne trouve pas d'écart significatif entre le salaire horaire moyen des hommes et des femmes vivant seuls sans enfant alors qu'il est de 20 % en moyenne parmi l'ensemble. Bien que moindre en début de carrière, les écarts n'en sont pas pour autant négligeables. Bien que plus faibles en tout début de vie professionnelle, ils s'accroissent rapidement avec l'expérience sur le marché du travail dès les premières années de vie active (Le Minez et Roux, 2001 ; Dupray et Moullet, 2005).

3. La démarche méthodologique

Le cadre de départ est celui de régressions de gains standard estimées pour les hommes d'une part, pour les femmes de l'autre. Sur la base des résultats de la méthode de décomposition classique d'Oaxaca-Blinder, l'approche adoptée consiste à distinguer de façon endogène les femmes discriminées de celles non systématiquement discriminées ou qui le sont moins. Il s'agit donc de « trier » la population féminine, en séparant les femmes dont le salaire observé est éloigné de celui qu'obtiendrait un homologue masculin –c'est à dire un homme pourvu des mêmes caractéristiques productives- des femmes dont le salaire observé apparaît compatible avec celui prédit pour leur homologue masculin. Il s'agit donc d'opérer une partition des femmes à partir des trois grandeurs que sont leur salaire observé, leur salaire prédit par la régression estimée sur l'ensemble des femmes supposées discriminées, et leur salaire prédit avec la structure de paiement (coefficients) issue de l'estimation des salaires des hommes.

Cette approche reprend deux postulats de Oaxaca et Blinder dans leurs versions de 1973 : la structure de paiement des hommes est la structure de référence, c'est à dire non-discriminante,

et les hommes forment un groupe homogène, c'est à dire qu'il n'existe pas de discrimination entre hommes. Autrement dit, on exclut l'hypothèse que certains hommes seraient plus mal traités que d'autres.

De cette manière, l'opération de partition ne porte que sur les femmes. L'idée d'allocation individuelle à l'un des deux groupes repose, dans un premier temps pour chaque femme, sur la détermination de la régression qui apparaît la plus vraisemblable (celle sur les hommes ou celle sur les femmes supposées discriminées). Donc, ce qui nous importe ici, c'est la comparaison de deux distances : celle qui sépare, pour chaque femme, la valeur observée du salaire (« salaire observé ») à la valeur prédite par la régression sur l'ensemble des femmes supposées discriminées (« salaire estimé ») et celle qui sépare le « salaire observé » au salaire prédit en utilisant la structure de coefficients de la régression estimée sur les hommes (« salaire simulé »). La première distance représente donc le résidu observé si le « bon » modèle est le modèle observé pour les femmes supposées discriminées, la deuxième distance représente le résidu observé si le « bon » modèle est le modèle estimé pour la population supposée non discriminée, donc les hommes. L'arbitrage (la règle d'affectation que l'on retient) consiste alors à choisir le modèle pour lequel la probabilité d'observer le résidu est la plus forte. Pour chacune des régressions, les résidus sont supposés suivre une loi normale de moyenne nulle et de variance respective σ_h^2 et σ_f^2 ; donc le modèle le plus vraisemblable sera dans ce cas le modèle pour lequel la distance calculée, centrée et réduite (donc pondérée par l'estimation de l'écart-type, c'est-à-dire la racine carrée de la moyenne des carrés des erreurs), est la plus petite.

Formellement, cette règle d'affectation à un groupe peut s'écrire de la façon suivante ; on affecte une femme i au groupe des femmes dites non discriminées si et seulement si on a :

$$(Y_i - \hat{\beta}_h X_i) / \sqrt{MSE_h} < (Y_i - \hat{\beta}_f X_i) / \sqrt{MSE_f}$$

où Y_i est le salaire observé pour la femme i , X_i représente le vecteur de ses caractéristiques individuelles, $\hat{\beta}_h$ (respectivement $\hat{\beta}_f$) est le vecteur des paramètres estimés qui mesure le rendement des caractéristiques individuelles chez les hommes (respectivement chez les femmes supposées discriminées), et MSE_h (resp. MSE_f) la moyenne des carrés des erreurs dans l'estimation faite sur les hommes (resp. sur les femmes supposées discriminées).

A l'inverse, si :

$$(Y_i - \hat{\beta}_h X_i) / \sqrt{MSE_h} \geq (Y_i - \hat{\beta}_f X_i) / \sqrt{MSE_f}$$

alors la femme i est affectée au groupe des femmes discriminées.

Cependant, le « salaire estimé » calculé se base sur des paramètres estimés à partir d'une population initiale plus large que les seules femmes discriminées, puisqu'elle comprend aussi les femmes qui vont se révéler « non discriminées ». De même, le « salaire simulé » se base sur les paramètres estimés de la sous-population initiale des hommes comme individus non discriminés, négligeant les femmes non discriminées. Pour tenir compte de ces biais d'estimation, il est donc nécessaire de réitérer l'étape de réallocation à partir d'une actualisation des « salaires estimés » et des « salaires simulés » faite d'une part sur le nouveau sous-ensemble des femmes « discriminées » et d'autre part sur le nouvel ensemble regroupant les hommes et les femmes « non discriminées ». De ce fait, certaines femmes réallouées au groupe des hommes à la première étape reviennent avec les femmes « discriminées » à la deuxième étape, compte tenu que les vecteurs de coefficients ont changé entre la première étape (hommes d'un côté femmes de l'autre) et la deuxième étape où les compositions de la population « discriminée » et de celle supposée non discriminée qui comporte cette fois des hommes et des femmes, s'est modifiée. Cette procédure itérative peut alors être répétée jusqu'à ce que se dessine une éventuelle stabilisation de la partition de la population globale entre femmes « discriminées » et personnes dites non discriminées, cette stabilisation représentant alors un premier critère de convergence de la procédure itérative.

Cependant, si cette règle d'affectation permet de trier les femmes entre elles, elle ne permet pas, telle quelle, de s'assurer que les femmes considérées au fur et à mesure des itérations comme non discriminées aient un profil effectivement compatible avec le profil des hommes, par hypothèse considérés comme non discriminés. C'est pourquoi, à chaque itération, il faut également définir un critère d'homogénéité des deux sous-ensemble reconfigurés, c'est à dire un critère de convergence qui signera l'arrêt des réallocations. A cette fin, on propose ici comme critère d'homogénéité l'évolution de l'estimation de l'écart-type des résidus dans les deux régressions de référence au fur et à mesure que l'on reconfigure les deux sous-populations. Tant que chaque phase de réaffectation est associée à une réduction de l'écart-type des résidus dans au moins une des régressions sans que l'autre ne se détériore, indiquant une plus grande homogénéité au sein des femmes « discriminées » et/ou au sein des individus « non discriminés », alors la procédure itérative peut continuer. En revanche, dès que l'écart type commence à augmenter au sein d'au moins une des deux sous-populations, signe que les derniers individus réaffectés dégradent l'homogénéité de la sous-population concernée, on met alors fin au processus itératif.

Une fois que le processus a convergé et que les réallocations ne sont plus possibles, on obtient deux nouveaux groupes d'individus : le premier groupe est celui des hommes augmenté des

femmes se rapprochant de ces derniers, donc celles dites non discriminées (ou de façon négligeable), le second groupe est celui des femmes particulièrement exposées à la discrimination. Partant de la différence usuelle entre le salaire moyen estimé pour les hommes et celui estimé pour les femmes (dans leur ensemble), on peut construire une nouvelle décomposition de façon à faire apparaître ces nouveaux termes.

$$\hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_f \bar{X}_f = [\alpha_h \hat{\beta}_h \bar{X}_h + (1 - \alpha_h) \hat{\beta}_h \bar{X}_h] - [\alpha_f \hat{\beta}_{fND} \bar{X}_{fND} + (1 - \alpha_f) \hat{\beta}_{fD} \bar{X}_{fD}]$$

Par hypothèse $\alpha_h = 1$ compte tenu d'un traitement homogène parmi les hommes étant donné leurs caractéristiques productives. On peut donc aussi factoriser le salaire estimé des hommes par α_f et $(1 - \alpha_f)$, d'où :

$$\hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_f \bar{X}_f = \alpha_f (\hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_{fND} \bar{X}_{fND}) + (1 - \alpha_f) (\hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_{fD} \bar{X}_{fD})$$

On peut alors décomposer de manière classique les premier et deuxième termes à droite de l'égalité, en appliquant, pour chaque différence, une pondération qui tient compte du poids relatif des hommes et des femmes dans la population d'ensemble, de façon à établir la structure de prix de non discriminante. On a alors :

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_f \bar{X}_f = & \\ \alpha_f & \left[\underbrace{(\hat{\beta}_1 (\bar{X}_h - \bar{X}_{fND}))}_{(1)} + \underbrace{\bar{X}_h (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_1)}_{(2)} + \underbrace{\bar{X}_{fND} (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_{fND})}_{(3)} \right] + (1 - \alpha_f) \left[\underbrace{\hat{\beta}_2 (\bar{X}_h - \bar{X}_{fD})}_{(3)} + \underbrace{\bar{X}_h (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_2)}_{(4)} + \underbrace{\bar{X}_{fD} (\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_{fD})}_{(4)} \right] \end{aligned}$$

où $\hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = 0,525 \hat{\beta}_h + 0,475 \hat{\beta}_{ff}$ avec $j = \{D, ND\}$ c'est à dire que la structure de prix non discriminante est proportionnelle à la part des hommes et des femmes dans la population occupée d'analyse. A noter que si ces paramètres correspondaient à la structure de coefficients issus de l'estimation sur les deux groupes pris ensemble à l'instar de la proposition de Oaxaca et Ransom (1994), les résultats seraient très peu différents de ceux obtenus avec le système de pondération adopté.

Les termes (1) et (3) désignent les composantes du différentiel de gain justifiées par des différences de caractéristiques respectivement entre hommes et femmes non ou moins discriminées d'un côté, entre hommes et femmes dites discriminées de l'autre. Les termes (2) et (4) désignent pour les mêmes groupes d'individus comparés deux à deux, les composantes injustifiées qui englobent à la fois un effet de favoritisme (traitement plus favorable des hommes par rapport au traitement non discriminant) et un effet de dévalorisation dans la reconnaissance des caractéristiques des femmes par rapport à ce qu'elle devrait être. Ces composantes injustifiées des différentiels de gain représentent certainement des valeurs hautes de la discrimination au sens où, d'une part, un certain nombre de dimensions inobservées par

l'analyste peuvent contribuer à la formation des salaires et expliquer l'écart de gains (on ne dispose pas par exemple des niveaux de qualification fins), et d'autre part, parce que le salaire n'intervient pas forcément de la même manière pour les hommes et les femmes dans la fonction de préférence individuelle présidant au choix professionnel. Autrement dit, l'hypothèse sous-jacente à l'approche retenue est que le salaire représente une valeur aussi désirable pour hommes et femmes or certaines femmes peuvent, au prix d'une moindre rémunération, accorder un poids plus important à d'autres critères comme les horaires de travail par exemple.

α_f s'interprète comme la part de l'écart de rémunération global entre hommes et femmes imputable à l'écart avec les femmes non discriminées et $(1 - \alpha_f)$ pondère la valeur de l'écart portée par les femmes les plus discriminées dans le différentiel globale de gains entre les deux sexes. Ces coefficients de pondération prennent respectivement les valeurs de 0,537 et 0,463. Partant d'une population de 44 798 individus en emploi au printemps 2001, dont 23 512 hommes, le processus de réaffectation des individus converge au bout de 3 itérations.

Sur la base des estimations des équations de salaire, le processus de réallocation conduit à rapprocher 11 429 femmes des hommes, parmi les 21 286 que compte la population d'analyse, et par conséquent, à identifier comme davantage discriminées que les autres femmes, un groupe comptant 9 857 femmes. Ces dernières forment un peu plus de 46 % de l'ensemble des femmes, soit un coefficient de répartition qui correspond au coefficient de pondération qui assure l'égalité dans l'équation de décomposition mentionnée précédemment.

4. Application aux données françaises sur les débuts de vie active

La méthode de répartition de la population féminine que l'on propose qui conduit à identifier le groupe des femmes les plus discriminées du point de vue salarial est appliquée sur les données relatives aux débuts de vie active. Les données utilisées sont issues de l'enquête *Génération98*, produite par le Centre d'Études et de Recherches sur les Qualifications (Céreq) au printemps 2001. Elles concernent 55 000 sortants du système éducatif en 1998, tous niveaux de formation et toutes spécialités de formation confondus parmi les 750 000 primo-sortants cette année là. L'enquête a pour objet de rendre compte des différentes composantes des parcours d'insertion professionnelle : elle fournit des informations individuelles, socio-démographiques et relatives au parcours scolaire ainsi que des informations sur les différentes séquences d'emploi ou de non-emploi. Les données, en partie rétrospectives, permettent ainsi

d'analyser les trois premières années passées sur le marché du travail au regard du cursus de formation initiale réalisé. Cette source nous permet de saisir les différences de situation professionnelle des débutants, en particulier salariales, à la date de l'enquête, mars 2001. Les écarts de salaire sont évalués pour les jeunes en emploi trois années après la fin de leur formation initiale.

La population « dite discriminée » du point de vue salarial représente ainsi 46 % des femmes en emploi trois ans après la fin de leurs études, 22 % de la population des jeunes actifs occupés qui compte elle-même 47,5 % de jeunes femmes. Le différentiel salarial initial entre hommes et femmes est de 12,3 %, il atteint 37,8 % lorsqu'on ne retient plus le sexe comme critère de différenciation *a priori* mais le fait d'être plus discriminé salarialement au sens défini plus haut, c'est à dire en comparant hommes et femmes rapprochées des hommes avec les femmes identifiées comme les plus discriminées.

Tableau 4.1 : Salaires perçus en mars 2001 selon le type de population

| | Hommes | Femmes | Femmes dites non discriminées | Hommes + Femmes dites non discriminées | Femmes dites discriminées |
|-----------------------------------|---------------|---------------|-------------------------------|--|---------------------------|
| Salaire mensuel net moyen (euros) | 1 300 | 1 157,5 | 1 334,9 | 1 311 | 951,6 |
| Ecart type | 530,6 | 461,5 | 503,5 | 522,1 | 295,2 |
| Salaire médian | 1 147 | 1 067 | 1 296 | 1 197 | 915 |
| Q1 | 964 | 859 | 991 | 967 | 809 |
| Q3 | 1 494 | 1 387 | 1 540 | 1 524 | 1 101 |
| D9/D1 | 2,4 | 2,5 | 2,4 | 2,4 | 2,4 |
| Coefficient de variation | 40,8 | 39,9 | 37,7 | 39,8 | 31 |
| <i>Effectifs</i> | <i>23 512</i> | <i>21 286</i> | <i>11 429</i> | <i>34 941</i> | <i>9 857</i> |

Source : Génération 98, Céreq
Jeunes en emploi en mars 2001

Le salaire médian des femmes dites discriminées représente 86 % de celui des femmes et seulement 71 % du salaire médian des femmes peu ou pas discriminées. Un quart des femmes « discriminées » ont un salaire net mensuel supérieur à 1 100 euros contre 1 540 euros pour celles « non discriminées ». La distribution des salaires de ces dernières est très proche de celle des hommes et éloignée de celle de leurs consœurs identifiées comme discriminées.

Globalement, les disparités salariales au sein de la population des femmes « discriminées » sont plus faibles qu’au sein de la population féminine considérée dans son ensemble, comme au sein de la population des femmes dites non discriminées.

Femmes identifiées comme discriminées : quels profils ?

Dans quelle mesure et selon quelles caractéristiques, les femmes identifiées comme discriminées *a posteriori* se distinguent-elles des autres femmes ?

Les femmes identifiées comme étant les plus discriminées présentent des caractéristiques productives (les variables explicatives des équations de salaire) très proches de celles des autres femmes (cf. tableau 4. en annexe). Au regard de ces seules variables, la différence notable entre les deux groupes tient au secteur d’emploi : les femmes les plus discriminées sont plus souvent des salariées du secteur privé que du public. Par ailleurs, certains secteurs d’activité s’avèrent être plus propices que d’autres à la discrimination salariale des femmes. En particulier, le secteur agricole et l’industrie agroalimentaire (cf. tableau 4.2 ci-dessous) présentent une population féminine identifiée comme discriminée dans près de 6 cas sur dix, les secteurs des services aux particuliers, de la construction et du commerce sont aussi ceux les plus « discriminants » de ce point de vue (les femmes dites discriminées sont également davantage salariées du commerce ou des services aux particuliers que les autres femmes). A l’inverse, l’industrie automobile, le secteur de l’énergie et celui de l’éducation, santé, action sociale apparaissent être les moins susceptibles de discriminer les jeunes femmes au début de leur carrière.

Tableau 4.2 : Caractéristiques des femmes non discriminées et de celles identifiées comme telles

| Caractéristiques d’emploi | Femmes dites non discriminées | Femmes dites discriminées |
|--------------------------------------|-------------------------------|---------------------------|
| Secteur public | 35 | 26 |
| <i>Secteur d’activité</i> | | |
| Agriculture, sylviculture, pêche | 41 | 59 |
| Industries agricoles et alimentaires | 39 | 61 |
| Industries des biens de consommation | 53 | 47 |
| Industrie automobile | 66 | 34 |

| | | |
|---------------------------------------|-----------|-----------|
| Industries des biens d'équipements | 57 | 43 |
| Industries des biens intermédiaires | 52 | 48 |
| Energie | 66 | 34 |
| Construction | 44 | 56 |
| Commerce | 43 | 57 |
| Transports | 50 | 50 |
| Activités financières | 55 | 45 |
| Activités immobilières | 47 | 53 |
| Services aux entreprises | 52 | 48 |
| Services aux particuliers | 42 | 58 |
| Education Santé Action sociale | 64 | 36 |
| Administration | 45 | 55 |
| <i>Catégorie socioprofessionnelle</i> | | |
| Cadre | 19% | 10% |
| Prof. Intermédiaire | 41% | 31% |
| Employé | 31% | 47% |
| Ouvrier | 8% | 11% |
| Artisan, commerçant, chef entr. | 1% | 1% |
| Ensemble des femmes | 54 | 46 |

Source : Génération 98, Céreq
Jeunes femmes en emploi en mars 2001

En termes de catégorie socioprofessionnelle de l'emploi occupé trois ans après la fin des études, les femmes les moins discriminées sont aussi plus souvent des cadres (19 % des cas, soit + 9 points relativement aux autres femmes) ou en emploi de profession intermédiaire (41 %, + 10 points) que leurs consœurs. Les catégories du bas de la hiérarchie socioprofessionnelle semblent par contre plus soumises à la discrimination salariale que les autres. Plus précisément, quelques groupes professionnels se distinguent en regroupant une proportion notable de femmes les plus discriminées : il s'agit des Conseillères d'éducation et surveillantes (63 % de femmes dites discriminées parmi les femmes de ce groupe professionnel), des employés de bureau de la fonction publique (65 %), des secrétaires (65 %), les employées de comptabilité et finances (64 %), mais aussi des vendeuses (plus de 62 %), des employées de maison (63 %), des agents de nettoyage (62 %) et enfin des ouvrières non qualifiées du secteur agroalimentaires (68 %).

Trois années après la sortie de formation initiale, parmi les femmes cadres, 30 % d'entre elles sont identifiées comme discriminées, proportion bien plus faible qu'au sein des populations féminines de professions intermédiaires (40 %), des employées (56 %) ou des ouvrières (55 %). Au sein de chacun des catégories socioprofessionnelles, les femmes dites discriminées se distinguent des autres dans la mesure où elle détiennent plus fréquemment les diplômes les plus élevés (cf. tableau 4.3).

Tableau 4.3 Catégories socioprofessionnelles et distribution des diplômes pour la population féminines (mars 2001) – en %

| Diplôme | Cadres | | Professions intermédiaires | | Employées | |
|--|-------------------------------|---------------------------|-------------------------------|---------------------------|-------------------------------|---------------------------|
| | Femmes dites non discriminées | Femmes dites discriminées | Femmes dites non discriminées | Femmes dites discriminées | Femmes dites non discriminées | Femmes dites discriminées |
| 3 ^{ème} Cycle ou Grande Ecole | 55 | 71 | 2 | 13 | 1 | 3 |
| 2 ^{ème} cycle | 37 | 23 | 21 | 32 | 7 | 13 |
| Bac + 2 | 5 | 4 | 53 | 36 | 12 | 26 |
| Bac général | 1 | 1 | 6 | 4 | 7 | 5 |
| Bac techno. et professionnel | 1 | 1 | 12 | 9 | 26 | 21 |
| <i>Répartition</i> | <i>70</i> | <i>30</i> | <i>60</i> | <i>40</i> | <i>44</i> | <i>56</i> |
| Part dans la population féminine | 14,7 | | 36,3 | | 38,3 | |

Source : Génération 98, Céreq

Jeunes femmes en emploi en mars 2001

Note de lecture : 55% des femmes cadres en mars 2001 dites non discriminées ont un diplôme de 3^{ème} cycle universitaire ou de grande école.

On peut aussi s'en rendre compte en examinant quelques familles professionnelles comme les secrétaires, les employées de comptabilité et finances ou les vendeuses en alimentation. Parmi les premières, les femmes repérées comme étant les plus discriminées sont 57 % à posséder au moins un niveau de diplôme au moins égal au bac +2 ans contre 31 % parmi les autres femmes. Il en est de même pour les employées en comptabilité ou gestion où les trois quarts des femmes dites discriminées possèdent un tel niveau de diplôme pour 54 % des femmes non ou moins discriminées ; le rapport est de presque cinq à un parmi les vendeuses en alimentation où 14 % des plus discriminées sont diplômées de l'enseignement supérieur.

Au total, près de 13 % de femmes dites discriminées sont déclassées d'un point de vue statistique (leur diplôme excède le niveau de qualification « normalement » exigé par l'emploi qu'elles occupent en mars 2001) contre 4 % pour celles les moins discriminées (8 % de l'ensemble des femmes).

D'autres attributs de nature socio démographiques permettent d'établir le profil des femmes les plus discriminées (cf. tableau4.4). En particulier, ces jeunes femmes sont un peu plus fréquemment mères et ont un conjoint en emploi. En termes d'origine sociale, leurs parents sont davantage cadres à la fin des études que les autres, mais les différences entre les deux populations sont ténues.

En revanche, les différences sont nettes entre les deux populations de femmes lorsqu'on considère l'expression de leur ressenti face à leur situation professionnelle : les plus

discriminées disent moins souvent se réaliser professionnellement et déclarent plus fréquemment que leur situation professionnelle ne les satisfait pas. Conformément au déclassement objectif observé, les femmes les plus discriminées déclarent plus souvent que les autres être employées en deçà de leur niveau de compétences (33 % contre 22). Ce ressenti en matière de déclassement s'accompagne logiquement du sentiment d'être mal payées (50 % contre 30).

Par ailleurs, leur priorité a été plus que pour les autres femmes de trouver un emploi stable depuis qu'elles ont quitté le système éducatif (et moins souvent de faire carrière ou de concilier vie professionnelle et temps hors travail). Ce faisant, les femmes dites discriminées sont aussi plus inquiètes sur leur avenir professionnel que les autres femmes.

Tableau 4.4 : Autres caractéristiques des femmes non discriminées et de celles identifiées comme telles

| Caractéristiques individuelles et d'emploi | Femmes dites discriminées | Femmes dites non discriminées |
|--|---------------------------|-------------------------------|
| Avoir un enfant | 14% | 17% |
| Conjoint en emploi en mars 2001 | 44% | 47% |
| Conjoint au chômage | 1% | 1% |
| <i>Origine sociale</i> | | |
| Père français ou né en France | 88% | 87% |
| Mère française ou née en France | 89% | 89% |
| <i>CS de la mère à la fin des études</i> | | |
| Artisan, commerçant, chef entr. cadre | 8% | 7% |
| Prof. Intermédiaire | 10% | 13% |
| Employé | 5% | 5% |
| Ouvrier | 50% | 48% |
| Inactif, chômeur | 10% | 8% |
| <i>CS du père à la fin des études</i> | | |
| Artisan, commerçant, chef entr. cadre | 16% | 15% |
| Prof. Intermédiaire | 17% | 20% |
| Employé | 8% | 9% |
| Ouvrier | 28% | 26% |
| Inactif, chômeur | 22% | 20% |
| | 10% | 10% |
| <hr/> | | |
| Sentiment d'avoir été victime de discrimination à l'embauche | 14% | 12% |
| Situation professionnelle qui convient | 66% | 77% |
| Se réalise professionnellement | 71% | 83% |
| Déclassement ressenti | 33% | 20% |
| Déclassement salarial ressenti | 50% | 30% |
| Priorité au cours des trois premières années de vie active : | | |
| trouver un emploi stable | 71% | 64% |

| | | |
|--|-----|-----|
| faire carrière | 17% | 23% |
| conciliation vie prof et hors travail | 11% | 13% |
| Optimiste par rapport à l'avenir prof. | 83% | 87% |
| Inquiet par rapport à l'avenir prof. | 17% | 13% |

Source : Génération 98, Céreq
Jeunes femmes en emploi en mars 2001

Une fois caractérisées ces femmes « discriminées » en comparant de manière transversale leur profil à celui des autres femmes, on peut tenter de dégager quels sont les facteurs qui véritablement déterminent l'appartenance à ce groupe des femmes identifiées comme discriminées ?

Toutes choses égales par ailleurs, les femmes cadres sont davantage préservées : ceux sont les employées et ouvrières qui encourent les risques de discrimination les plus importants (cf. tableau 4.5). Les professions mixtes – comptant entre 40 et 60 % de femmes - accroissent le risque de faire partie de la population féminine discriminée, relativement aux professions masculines ou féminines.

Travailler dans le secteur industriel en général, hormis l'industrie agroalimentaire, augmente les chances de figurer parmi les femmes les moins discriminées, au même titre que le secteur de l'énergie et de l'éducation, de la santé et de l'action sociale (confirmant les statistiques descriptives). C'est l'industrie agroalimentaire et l'agriculture qui figurent parmi les secteurs les plus discriminants.

La catégorie socio professionnelle des parents n'intervient pas sur l'appartenance au groupe des femmes les plus discriminées. En revanche et contrairement à ce que laissent entendre les travaux sur les interactions entre vie familiale et vie professionnelle (Paihlé et Solaz, 2006), les mères ont un risque moindre de faire partie des femmes les plus discriminées.

Tableau 4.5 : les facteurs explicatifs de l'appartenance au groupe des plus discriminées

| | Paramètre | Pr > Khi 2 | Odds ratio |
|---|-----------|------------|------------|
| Constante | -0.5379 | 0.0001 | |
| Avoir un enfant | -0.0777 | 0.0655 | 0.925 |
| CS à la date d'enquête ref. cadre | | | |
| Prof. intermédiaire | 0.5632 | 0.0001 | 1.756 |
| Employé | 1.0851 | 0.0001 | 2.960 |
| Ouvrier | 1.0331 | 0.0001 | 2.810 |
| Artisan, commerçant, chef d'entr. | 0.8946 | 0.0652 | 2.446 |
| Situation matrimoniale à la date d'enquête ref. sans conjoint | | | |
| Conjoint en emploi | 0.0007 | 0.9827 | 1.001 |
| Conjoint au chômage | 0.0793 | 0.5521 | 1.083 |

| | | | |
|--|----------|---------|-------|
| <u>Cs de la mère à la fin des études (ref cadre)</u> | | | |
| Artisan, commerçant, chef d'entr. | 0.0100 | 0.8910 | 1.010 |
| Prof. Intermédiaire, technicien | -0.00195 | 0.9803 | 0.998 |
| Employé | 0.0452 | 0.3749 | 1.046 |
| Ouvrier | 0.0292 | 0.6733 | 1.030 |
| Inactif, chômeur | 0.0443 | 0.4501 | 1.045 |
| <u>Cs du père à la fin des études (ref cadre)</u> | | | |
| Artisan, commerçant, chef d'entr. | 0.0117 | 0.8269 | 1.012 |
| Prof. Intermédiaire, technicien | -0.0291 | 0.6313 | 0.971 |
| Employé | -0.0190 | 0.6809 | 0.981 |
| Ouvrier | -0.0358 | 0.4813 | 0.965 |
| Inactif, chômeur | -0.0236 | 0.6886 | 0.977 |
| Père français ou né en France | 0.1348 | 0.0361 | 1.144 |
| Mère française ou née en France | 0.0553 | 0.4111 | 1.057 |
| Type de profession ref professions mixtes | | | |
| professions masculines | -0.4900 | <.0001 | 0.613 |
| professions féminines | -0.2591 | <.0001 | 0.772 |
| <u>Secteur d'activité (ref. commerce)</u> | | | |
| Agriculture, sylviculture, pêche | 0.1648 | 0.3800 | 1.179 |
| Industries agricoles et alimentaires | 0.1359 | 0.1559 | 1.146 |
| Industries des biens de consommation | -0.2688 | 0.0031 | 0.764 |
| Industrie automobile | -0.7273 | <.0001 | 0.483 |
| Industries des biens d'équipements | -0.3188 | 0.0101 | 0.727 |
| Industries des biens intermédiaires | -0.2105 | 0.0151 | 0.810 |
| Energie | -0.6551 | 0.0005 | 0.519 |
| Construction | 0.0590 | 0.6594 | 1.061 |
| Transports | -0.2900 | 0.0014 | 0.748 |
| Activités financières | -0.3786 | <.0001 | 0.685 |
| Activités immobilières | -0.1208 | 0.4801 | 0.886 |
| Services aux entreprises | -0.1133 | 0.0472 | 0.893 |
| Services aux particuliers | 0.0180 | 0.7774 | 1.018 |
| Education Santé Action sociale | -0.6359 | <.0001 | 0.529 |
| Administration | 0.0705 | 0.2613 | 1.073 |
| Indéterminé | -0.4426 | 0.0182 | 0.642 |
| | -2 Log L | 28038.6 | |

Source : Génération 98, Céreq
Jeunes femmes en emploi en mars 2001

Décomposition des écarts de salaire selon le groupe d'appartenance

La décomposition de l'écart de salaire en logarithme montre que le différentiel est très variable selon que l'on compare hommes et femmes « non discriminées » ou hommes et femmes particulièrement discriminées. En effet, l'écart global de 12 % recouvre un écart de 3 % à l'avantage des femmes dans le premier terme de comparaison et un écart de près de 30 % en ce qui concerne les femmes repérées comme étant discriminées². Ceci montre bien à

² Il faudrait bien évidemment tenir compte des coefficients de pondération α_f et $(1-\alpha_f)$ pour retrouver le 12 %.

quel point les femmes sont hétérogènes par rapport aux hommes du point de vue de leurs positions salariales, les premières étant en moyenne légèrement mieux payées que l'homme doté des caractéristiques moyennes.

Les valeurs des composantes injustifiées ne font que confirmer ce diagnostic : en valeur relative, près de 92 % du différentiel de salaires qui sépare les hommes des femmes discriminées est inexpliqué par les dimensions prises en compte dans les équations de salaire. Alors que relativement aux hommes, les femmes non discriminées enregistrent une composante injustifiée qui s'élève à près de 6 % de l'écart total. Ceci est lié au fait que les hommes retirent un gain salarial de plus de 2 % de leurs dotations relativement aux femmes non discriminées, ce qui réduit leur pénalisation salariale relativement à ce groupe de femmes.

Tableau 4.6 : Décomposition de l'écart de salaire

| En Log(salaire) | Hommes/Femmes | Hommes/ femmes dites non discriminées | Hommes / femmes dites discriminées |
|--|-------------------------|---------------------------------------|------------------------------------|
| Ecart total | 0,1202 *** (0,00357) | -0,0302 *** (0,00417) | 0,294 *** (0,00415) |
| Composante justifiée : différence de caractéristiques | 0,0261 *** (0,0033) | 0,0253 *** (0,00396) | 0,0244 *** (0,0038) |
| Composante injustifiée : écart de traitement | 0,0941 *** (0,0028) | -0,0555 *** (0,0027) | 0,2701 *** (0,0026) |
| Composantes injustifiées pondérées par α_f et $(1-\alpha_f)$ | | -0,0298 | 0,125 |
| Mesure de la discrimination | | | |
| Absolue (a) | 0,0987 | -0,539 | 0,310 |
| Relative (b) | 78,3 % | 183,8 % | 91,8 % |

*** : significatif au seuil d'erreur de 1 %, écarts-types entre parenthèses.

(a) : $\exp(\text{composante injustifiée})-1$

(b) : Composante injustifiée sur écart total

Compte tenu des valeurs des composantes justifiée et injustifiée du différentiel de gains qui sépare les hommes des femmes dites discriminées, on peut s'interroger d'une part sur l'origine des différences de caractéristiques qui pèsent pour un peu plus de 2 % en valeur et surtout sur l'origine des écarts de valorisation de ces caractéristiques selon que l'on est un homme ou une femme appartenant à cette frange la plus discriminée de la population.

Du point de vue des écarts de caractéristiques, des résultats assez classiques apparaissent : plus d'un quart des femmes « non discriminées » travaillent dans le secteur public contre 16 % des hommes. Leur présence en contrat aidé ou en CDD est de 8 points plus élevée que celle des hommes tandis que ces derniers sont plus souvent en intérim ou en CDI. Leurs responsabilités d'encadrement au vu de l'existence et du nombre de leur subordonnés sont

plus limitées que celles de leurs collègues masculins. Surtout, elles sont plus de 17 % à travailler à temps partiel pour 5 % des hommes. Enfin, elles sont en moyenne plus diplômées : si 40 % des jeunes actifs masculins sont au mieux détenteurs d'un diplôme professionnel du secondaire, leurs consœurs sont seulement 23 % dans ce cas. En revanche, plus de 44 % d'entre elles ont un diplôme de niveau bac + 2 ans ou un diplôme universitaire de second cycle (licence, maîtrise ou équivalent) – 27 % de leurs condisciples masculins.

En ce qui concerne l'écart de traitement à caractéristique productive donnée, il est essentiellement porté par l'effet de la taille de l'entreprise pour les actifs appartenant au secteur privé, par le fait de travailler à Paris, mais il tient aussi au paiement différencié des contrats précaires relativement au CDI, au temps partiel et enfin au différentiel de traitement salarial des diplômés de 2^{ème} ou 3^{ème} cycle de l'enseignement supérieur. Ainsi, les hommes travaillant dans une moyenne ou une grande entreprise enregistrent un gain salarial (par rapport à leurs homologues des entreprises de moins de 50 salariés) plus important que pour les femmes dans la même situation. En d'autres termes, la sensibilité du salaire à la taille de l'entreprise est plus forte pour les hommes que pour les femmes identifiées comme discriminées. A l'inverse, les CDI sont davantage rémunérateurs que les contrats précaires pour les femmes « discriminées » que pour les hommes). Travailler à temps partiel pénalise les hommes concernés dans une moindre mesure que les femmes dans des situations identiques, en particulier lorsque la quotité de travail est inférieure à un mi-temps. De plus, travailler à Paris plutôt qu'en province ou même en Ile de France ne procure pas, loin s'en faut, le même gain salarial pour les hommes et les femmes dites discriminées, puisque les premiers bénéficient d'un surcroît de rémunération 45 % plus élevé que les secondes.

La durée de l'expérience est aussi un peu mieux rentabilisée pour les hommes. Quant à la prime au diplôme à partir du niveau bac +3, comparativement aux sortants sans diplôme, elle est sensiblement plus forte pour les hommes que pour les femmes « discriminées ». Enfin, relativement aux salariés des petites entreprises du secteur privé, les femmes identifiées comme discriminées et en emploi dans le secteur public (toutes choses égales par ailleurs) ont un avantage salarial deux fois plus important que les hommes dans la même situation.

Au final, les deux groupes de femmes obtenus sont donc très différents du point de vue de leurs positions salariales relatives, puisque dans un cas, pour le groupe des femmes dites non discriminées (54 % des femmes), elles bénéficient au total d'un traitement plus favorable que leurs condisciples masculins, une forme de discrimination positive, alors que les 46 %

restantes (le groupe de celles dites discriminées), bien au contraire, subissent un traitement défavorable qui constitue l'essentiel de l'écart de gain, de 34 % (en euros) auquel elles sont soumises comparativement aux hommes.

5. Conclusion

Partant de l'hypothèse que chaque femme n'est pas exposée à la discrimination selon la même intensité mais qu'aucun attribut ne permet *a priori* de les repérer, l'originalité de notre contribution porte essentiellement sur la méthode nous permettant d'isoler de façon endogène le groupe des femmes les plus vulnérables à la discrimination salariale.

La processus de réallocation basé sur le rapprochement du salaire observé de chaque femme au salaire théorique le plus proche (celui des femmes, ou celui des hommes), en association à un « critère de convergence » fondé sur la variance des résidus des équations de gains après ré estimation, une fois les réallocations effectuées, nous a permis de déboucher sur une partition des femmes en deux groupes : celles dites discriminées qui représentent 46 % de la population féminine et celles dites non discriminées, le complément, qui bénéficient de traitements salariaux homogènes avec ceux des hommes.

La différence de rémunération moyenne entre les deux groupes est frappante, puisque les premières font l'expérience d'un différentiel de gains de 34 % par rapport aux hommes alors que les secondes perçoivent au contraire un avantage salarial, faible mais significatif, d'environ 3 %.

On a montré que les femmes dites discriminées sont plus souvent sur-diplômées par rapport au niveau de qualification de l'emploi qu'elles occupent, déclarent plus souvent être utilisées en-deçà de leurs compétences, travaillent davantage dans le secteur privé, dans les secteurs des IAA, de la construction, dans l'agriculture, les services aux entreprises. Ces femmes occupent aussi plus souvent des qualifications de niveau employé ou ouvrier et des professions mixtes plutôt que féminines ou masculines. Leurs caractéristiques et positions particulières dans la structure des emplois n'expliquent pour autant qu'une très faible partie (moins de 10 %) de leur traitement salarial défavorable. Celui-ci est particulièrement marqué pour certaines des dimensions prises en compte dans les équations de gains : le fait de travailler à Paris, d'être en CDD, employé à temps partiel et d'être diplômée de 2^{ème} ou 3^{ème} cycle de l'enseignement supérieur.

Ces premiers résultats, pour éclairants qu'ils soient sur la diversité des situations professionnelles et salariales qui existent parmi les femmes relativement aux hommes, ne constituent qu'une étape intermédiaire dans une généralisation qui permettrait d'aller, sinon vers une mesure individuelle de la discrimination, du moins vers la mise en évidence d'une gradation dans l'exposition des femmes à un traitement inéquitable.

En effet, une fois le premier groupe de femmes les plus exposées à la discrimination déterminé, selon la méthode exposée dans cet article, le processus de réallocation pourrait continuer en définissant un deuxième groupe de femmes dont les paramètres estimés de l'équation de gains les situeraient entre la population masculine et ce premier groupe des femmes les plus discriminées. Il faudrait en outre contrôler ex-post l'homogénéité des groupes en comparant les salaires observés des femmes déjà isolées ou réallouées aux étapes précédentes, aux salaires simulés sur les groupes définis tout au long du processus. Plus largement encore, la généralisation de notre démarche nous conduira dans un prochain travail à identifier un certain nombre de groupes de femmes des plus au moins soumises à la discrimination salariale.

Références :

Albrecht, J., Björklund A., Vroman, S. (2003) « Is there a glass ceiling in Sweden ? », *Journal of Labor Economics*, vol.21, pp.145-177.

Algava, E., Bèque, M. (2006) « Perception et vécu des comportements intolérants Une analyse du module « Relations avec les autres » de l'enquête Histoire de Vie », *Economie & Statistique*, n°393-394, pp.115-150.

Antecol, H., Jong, A., Steinberger, M. (2008) « The sexual orientation wage gap : the role of occupational sorting and human capital », *Industrial and Labor Relations Review*, vol.61, n°4, pp.518-543.

Blinder, A. S. 1973. "Wage discrimination: reduced form and structural estimates." *Journal of Human Resources*, Vol.8, No.4, pp.436-55.

Céreq (2007) *Quand la Carrière commence...Les sept premières années de vie active de la génération 98*.

Carlsson, M., Rooth, D. (2007) « Evidence of ethnic discrimination in the Swedish labor market using experimental data », *Labour Economics*, Vol.14, n°4, pp.716-729.

Cédiey, E., Feroni, F., et Garner, H. (2008) « Discriminations à l'embauche fondées sur l'origine à l'encontre de jeunes français(es) peu qualifié(e)s », *Dares Premières Synthèses*, février, n°06.3.

Couppié, T., Epiphane, D. (2006) « Mixité des professions et démocratisation scolaire », Insee, *Données Sociales*, pp.169-176.

Couppié T., J-F Giret, S. Moullet (2009), "Lieu de résidence et discrimination salariale : le cas des jeunes habitant dans une zone urbaine sensible", *Economie et Statistique*, à paraître.

Del Rio, C., Gradin, C., Canto, O. (2006) « The measurement of gender wage discrimination : the distributional approach revisited », *Ecineq WP 2006 – 25*.

Dupray, A et Moullet, S. (2004a) « L'insertion des jeunes d'origine maghrébine en France : des différences plus marquées dans l'accès à l'emploi qu'en matière salariale », *Céreq, Net.doc*, n°6, mai.

Dupray, A et Moullet, S. (2004b) « Femmes à l'entrée du marché du travail : un retard salarial en partie inexplicé », *Céreq, Notes Emploi Formation n°12*, mars.

Dupray, A et Moullet, S. (2005) « Les salaires des hommes et des femmes. Des progressions particulièrement inégales en début de vie active », *Céreq, BREF*, n°219, mai.

Firpo, S., Fortin, N.M., Lemieux T. (2009) « Unconditional quantile regressions », forthcoming in *Econometrica*.

Frickey, A., Primon, J-L. (2004) « L'insertion professionnelle après des études supérieures des jeunes femmes issues des familles d'immigrés des pays du Maghreb : une inégalité redoublée ? » in Lahcen, A. et alii. (dir.) *Marché du travail et genre Maghreb-Europe*, Editions de DULBEA asbl, Bruxelles, p.167-182.

Flückiger, Y et Graf, R. (2007) « Contrôle de l'égalité salariale entre femmes et hommes dans les entreprises : formation à la méthode », Observatoire universitaire de l'emploi et département d'économie politique, Université de Genève.

Fortin, NM., Lemieux, T. (1998) « Rank regressions, wage distributions and the gender gap », *The Journal of Human Resources*, vol.33 (3), pp.610-643.

Gardeazabal, J et Ugidos, A. (2005) « Gender wage discrimination at quantiles », *Journal of Population Economics*, vol.18, pp.165-179.

Insee (2008) *Regards sur la parité*.

Jenkins, S. (1994) « Earnings discrimination measurement. A distributional approach », *Journal of Econometrics*, vol.61, pp.81-102.

Le Minez, S., Roux, S. (2001) « Les écarts de revenus salarial entre hommes et femmes en début de carrière », *Insee Premières Synthèses*, août.

Machado, J.A.F., J.Mata (2005) « Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression », *Journal of Econometrics*, vol.20, pp.445-465.

Moulin, S. (2004) « Discriminatory barriers and the gender wage-gap in France », *Labour*, vol.18(3), pp.443-463.

Meurs, D. Ponthieux, S. (2000). « Une mesure de la discrimination dans l'écart des salaires entre hommes et femmes. » *Economie et Statistique*, n°337-338, pp.135-58.

Meurs, D. Ponthieux, S. (2006). « L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? » *Economie et Statistique*, No.398-399, pp.99-129.

Muller, L. (2008) Les écarts de salaires entre les hommes et les femmes en 2006 : des disparités persistantes », *DARES, Premières Synthèses*, octobre, n°44-5.

Oaxaca, Ronald L.L. 1973. "Male-Female wage differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review*, Vol.14, No.3 (October), pp.693-709.

Oaxaca, Ronald L., and Michael R. Ransom 1994. "On discrimination and the decomposition of wage differentials." *Journal of Econometrics*, Vol.61, No.1, pp.5-21.

Pailhé, A., Solaz, A. (2006) « Vie professionnelle et naissance : la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes », *Population et Sociétés*, n°429, septembre.

Pailhé, A., Ponthieux, S. (2008) « Descendantes d'immigrées en France : une double vulnérabilité sur le marché du travail », *Travail, Genre et Sociétés*, n°20, novembre, p.87-107.

Petit, P. (2002) « Hommes et femmes cadres en 2002 : inégalités d'accès aux emplois et inégalités salariales », *Dares, Première Synthèses*, mars, n°10-3.

Petit, P. (2003) « Comment mesurer la discrimination à l'embauche ? », *Revue Française d'Economie*, vol.17(3), pp.55-87.

Plassard, J-M. (1987) « Discrimination sur le marché du travail et information imparfaite », Ed. du CNRS, 364p.

Stiglitz, J.E. (1973) « Approaches to the economics of discrimination », *American Economic Review*, vol.61 (2), may, pp.287-295.

Annexes

Tableau 4. : Caractéristiques productives des femmes non discriminées et de celles identifiées comme telles (vecteur explicatif des salaires)

| Caractéristiques productives | Femmes dites discriminées | Femmes dites non discriminées |
|--|----------------------------------|--------------------------------------|
| <i>Plus haut diplôme obtenu</i> | | |
| Sans diplôme | 7% | 7% |
| Cap-bep | 16% | 15% |
| Bac professionnel-technologique | 16% | 15% |
| Bac général | 4% | 5% |
| Bac + 2 ans | 25% | 27% |
| 2 ^{ème} cycle | 19% | 18% |
| 3 ^{ème} cycle et grandes écoles | 13% | 12% |
| <i>Spécialités de formation</i> | | |
| générales | 24% | 24% |
| Industrielles | 8% | 9% |
| tertiaires | 68% | 67% |
| Expérience (en mois) | 8,1 | 7,7 |
| Ancienneté dans l'emploi (en mois) | 21 | 20,7 |
| <i>Lieu de travail : Paris</i> | | |
| En Ile de France | 12% | 12% |
| En province | 82% | 82% |
| <i>Type de contrat de travail</i> | | |
| CDI | 66% | 63% |
| CDD | 19% | 20% |
| Contrats aidés | 9% | 12% |
| intérim | 5% | 5% |
| <i>Temps de travail :</i> | | |
| Temps plein | 83% | 82% |
| Temps partiel <= 50 % | 8% | 10% |
| Temps partiel 80 % | 6% | 6% |
| Temps partiel à 60 % ou 3 jours | 2% | 2% |
| <i>Responsabilités hiérarchiques : nombre de salariés sous ses ordres</i> | | |
| aucun | 81% | 81% |
| 1 à 5 | 14% | 14% |
| 6 à 10 | 2% | 2% |
| Plus de 10 | 2% | 2% |
| <i>Taille de l'établissement (secteur privé) :</i> | | |
| 1 à 49 salariés | 36% | 31% |
| 50 à 499 salariés | 22% | 19% |
| 500 salariés et + | 16% | 15% |
| <i>Secteur d'emploi : public</i> | | |
| | 26% | 35% |

Fonction de gains pour les hommes

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|-------|------------|-----------------|---------|--|
| Model | 1836.6208 | 24 | 76.5258667 | Number of obs = | 23512 | |
| Residual | 1289.41426 | 23487 | .054899062 | F(24, 23487) = | 1393.94 | |
| Total | 3126.03506 | 23511 | .132960532 | Prob > F = | 0.0000 | |
| | | | | R-squared = | 0.5875 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0.5871 | |
| | | | | Root MSE = | .23431 | |

| lw01 | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|----------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| anc | .0041617 | .0002024 | 20.56 | 0.000 | .003765 | .0045584 |
| pub | .0410185 | .0049851 | 8.23 | 0.000 | .0312474 | .0507895 |
| prt500 | .0754422 | .0039664 | 19.02 | 0.000 | .0676678 | .0832166 |
| prp1500 | .1187244 | .0043865 | 27.07 | 0.000 | .1101266 | .1273221 |
| paris | .1454371 | .0065826 | 22.09 | 0.000 | .1325348 | .1583395 |
| idf | .0934868 | .004687 | 19.95 | 0.000 | .0843 | .1026736 |
| cdd | -.0856921 | .0048172 | -17.79 | 0.000 | -.0951341 | -.07625 |
| contaid | -.2935019 | .006458 | -45.45 | 0.000 | -.3061599 | -.2808438 |
| interim | -.0186227 | .0055383 | -3.36 | 0.001 | -.0294781 | -.0077672 |
| svord1 | .0694086 | .0040699 | 17.05 | 0.000 | .0614312 | .0773859 |
| svord2 | .1202231 | .0097325 | 12.35 | 0.000 | .1011467 | .1392995 |
| svord3 | .1136104 | .0089723 | 12.66 | 0.000 | .0960241 | .1311966 |
| tpart1 | -.5161087 | .0092665 | -55.70 | 0.000 | -.5342717 | -.4979457 |
| tpart2 | -.2222891 | .0121802 | -18.25 | 0.000 | -.2461631 | -.1984151 |
| tpart3 | -.3937993 | .020683 | -19.04 | 0.000 | -.4343393 | -.3532593 |
| exp | .0047347 | .0002265 | 20.91 | 0.000 | .0042908 | .0051785 |
| niv2 | .0251823 | .0050569 | 4.98 | 0.000 | .0152705 | .0350941 |
| niv3 | .0782021 | .0055335 | 14.13 | 0.000 | .0673561 | .0890481 |
| niv4 | .1287766 | .0098135 | 13.12 | 0.000 | .1095415 | .1480118 |
| niv5 | .2174577 | .0055321 | 39.31 | 0.000 | .2066144 | .228301 |
| niv6 | .3336726 | .0069915 | 47.73 | 0.000 | .3199688 | .3473763 |
| niv7 | .5956405 | .0062784 | 94.87 | 0.000 | .5833344 | .6079467 |
| specgen | -.0827393 | .0051572 | -16.04 | 0.000 | -.0928478 | -.0726309 |
| specindu | -.0164967 | .0038046 | -4.34 | 0.000 | -.023954 | -.0090394 |
| _cons | 6.79442 | .0080143 | 847.79 | 0.000 | 6.778712 | 6.810129 |

Fonction de gains pour les femmes dites non discriminées

| Source | SS | df | MS | Number> of obs = 11429 | | |
|-------------|------------|-----------|------------|--------------------------|------------------------|-----------|
| Model | 1216.1292 | 24 | 50.6720501 | F(24,11404) = 1841.68 | | |
| Residual | 313.769326 | 11404 | .027513971 | Prob >> F = 0.0000 | | |
| -----+----- | | | | R-squa> red = 0.7949 | | |
| Total | 1529.89853 | 11428 | .133872815 | Adj R-> squared = 0.7945 | | |
| -----+----- | | | | Root M> SE = .16587 | | |
| | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95> % Conf. Interval] | |
| lw01 | | | | | | |
| anc | .0046838 | .0002198 | 21.31 | 0.000 | .0042529 | .0051148 |
| pub | .0502579 | .0040949 | 12.27 | 0.000 | .0422312 | .0582847 |
| prt500 | .074402 | .0046362 | 16.05 | 0.000 | .0653144 | .0834897 |
| prpl500 | .1084501 | .004959 | 21.87 | 0.000 | .0987296 | .1181706 |
| paris | .1533092 | .0065023 | 23.58 | 0.000 | .1405635 | .1660549 |
| idf | .0981839 | .0049929 | 19.66 | 0.000 | .088397 | .1079707 |
| cdd | -.0853805 | .0042495 | -20.09 | 0.000 | -.0937102 | -.0770508 |
| contaid | -.2838008 | .0053897 | -52.66 | 0.000 | -.2943655 | -.273236 |
| interim | -.0124697 | .0079611 | -1.57 | 0.117 | -.0280748 | .0031354 |
| svord1 | .0775633 | .0045048 | 17.22 | 0.000 | .068733 | .0863935 |
| svord2 | .1331902 | .0106103 | 12.55 | 0.000 | .1123922 | .1539883 |
| svord3 | .147388 | .0106739 | 13.81 | 0.000 | .1264654 | .1683107 |
| tpart1 | -.4336425 | .0054797 | -79.14 | 0.000 | -.4443837 | -.4229013 |
| tpart2 | -.2030048 | .006749 | -30.08 | 0.000 | -.216234 | -.1897757 |
| tpart3 | -.3506667 | .0116539 | -30.09 | 0.000 | -.3735104 | -.327823 |
| exp | .0051595 | .0002555 | 20.19 | 0.000 | .0046587 | .0056603 |
| niv2 | .0244754 | .0071404 | 3.43 | 0.001 | .0104789 | .0384718 |
| niv3 | .0642349 | .0071484 | 8.99 | 0.000 | .0502229 | .078247 |
| niv4 | .1357274 | .0094785 | 14.32 | 0.000 | .1171479 | .1543068 |
| niv5 | .2567772 | .0069124 | 37.15 | 0.000 | .2432276 | .2703267 |
| niv6 | .3308644 | .0073285 | 45.15 | 0.000 | .3164992 | .3452296 |
| niv7 | .6204974 | .007839 | 79.16 | 0.000 | .6051316 | .6358632 |
| specgen | -.0780442 | .0042717 | -18.27 | 0.000 | -.0864174 | -.069671 |
| specindu | -.0314258 | .0057309 | -5.48 | 0.000 | -.0426592 | -.0201923 |
| _cons | 6.818124 | .0089265 | 763.81 | 0.000 | 6.800627 | 6.835622 |

Fonction de gains pour les femmes dites discriminées

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|------|------------|-----------------|---------|--|
| Model | 939.335398 | 24 | 39.1389749 | Number of obs = | 9857 | |
| Residual | 181.172443 | 9832 | .018426815 | F(24, 9832) = | 2124.02 | |
| Total | 1120.50784 | 9856 | .11368789 | Prob > F = | 0.0000 | |
| | | | | R-squared = | 0.8383 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0.8379 | |
| | | | | Root MSE = | .13575 | |

| lw01 | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|----------|-----------|-----------|---------|-------|----------------------|-----------|
| anc | .0040984 | .0001979 | 20.71 | 0.000 | .0037105 | .0044863 |
| pub | .0840687 | .0038374 | 21.91 | 0.000 | .0765467 | .0915907 |
| prt500 | .0669925 | .0037412 | 17.91 | 0.000 | .059659 | .0743259 |
| prpl500 | .0873303 | .0041618 | 20.98 | 0.000 | .079145 | .095461 |
| paris | .1004416 | .0056604 | 17.74 | 0.000 | .0893461 | .1115371 |
| idf | .0919897 | .0043738 | 21.03 | 0.000 | .0834162 | .1005632 |
| cdd | -.114413 | .0037948 | -30.15 | 0.000 | -.1218517 | -.1069743 |
| contaid | -.276549 | .0049787 | -55.55 | 0.000 | -.2863083 | -.2667896 |
| interim | -.0382342 | .006436 | -5.94 | 0.000 | -.05085 | -.0256184 |
| svord1 | .0558609 | .0039581 | 14.11 | 0.000 | .0481021 | .0636197 |
| svord2 | .1178755 | .0089165 | 13.22 | 0.000 | .1003973 | .1353537 |
| svord3 | .1160498 | .0092337 | 12.57 | 0.000 | .0979499 | .1341497 |
| tpart1 | -.6901673 | .0051391 | -134.30 | 0.000 | -.7002409 | -.6800936 |
| tpart2 | -.2853869 | .0057505 | -49.63 | 0.000 | -.2966592 | -.2741147 |
| tpart3 | -.5117989 | .0094072 | -54.40 | 0.000 | -.530239 | -.4933588 |
| exp | .0045059 | .0002282 | 19.75 | 0.000 | .0040587 | .0049532 |
| niv2 | .0167545 | .0062724 | 2.67 | 0.008 | .0044594 | .0290496 |
| niv3 | .0748238 | .0063396 | 11.80 | 0.000 | .0623969 | .0872506 |
| niv4 | .1326762 | .0088008 | 15.08 | 0.000 | .1154248 | .1499276 |
| niv5 | .2063375 | .0060578 | 34.06 | 0.000 | .194463 | .2182119 |
| niv6 | .2779205 | .0065129 | 42.67 | 0.000 | .265154 | .290687 |
| niv7 | .5047114 | .0067485 | 74.79 | 0.000 | .4914829 | .5179399 |
| specgen | -.086583 | .0038042 | -22.76 | 0.000 | -.0940399 | -.0791261 |
| specindu | -.0070335 | .0051298 | -1.37 | 0.170 | -.0170889 | .003022 |
| _cons | 6.572493 | .0081557 | 805.88 | 0.000 | 6.556506 | 6.58848 |