
Le rôle des barrières discriminatoires sur le marché du travail : le cas des femmes immigrées du Maghreb en France

MOULIN Stéphane
Laboratoire d'Economie et de Sociologie du Travail
35, avenue Jules Ferry 13626 Aix-en-Provence
E. Mail: stephanemoulin@wanadoo.fr

Introduction

La discrimination économique sur le marché du travail peut se définir très généralement comme une différence injuste de traitement d'individus. Cette différence de traitement est considérée comme injuste si elle est fondée sur des caractéristiques non pertinentes au regard du droit du travail comme par exemple l'appartenance au même sexe ou à une même origine. Elle peut prendre des formes très différentes telles que discrimination à l'embauche, discrimination au temps plein, discrimination à l'accès au contrat à durée indéterminée, discrimination à la promotion hiérarchique ou discrimination salariale. Chaque écart de répartition dans l'espace social peut s'expliquer en partie par diverses formes de discriminations fondées elles-mêmes sur des caractéristiques variées.

Une illustration intéressante de population discriminée peut être fournie par celle des femmes immigrées du Maghreb en France. En effet, elles sont systématiquement plus présentes que la population totale dans les franges défavorisées de la population : elles subissent un risque de chômage plus important ; quand elles souhaitent travailler à temps plein, elles restent cependant plus souvent à temps partiel ; elles occupent davantage des emplois temporaires ; elles demeurent sous-représentées dans les emplois de cadres et de professions intermédiaires et perçoivent des rémunérations très inférieures à la moyenne. Dans quelle mesure ces écarts s'expliquent-ils par des comportements discriminatoires des employeurs ? Pour chaque écart, les éventuelles discriminations négatives dont elles sont les victimes sont-elles plutôt fondées sur le sexe ou sur l'origine ? Ce sont à ces deux questions que notre travail prétend apporter un éclairage.

L'interprétation d'écarts de répartition n'est cependant pas simple. Car si la notion de discrimination est relativement bien définie, sa mesure est encore problématique. C'est principalement la variété des formes que peut prendre la discrimination qui la rend difficile à mesurer. Car une fois que l'on a reconnu l'existence de barrières discriminatoires en amont des rémunérations, il semble peu pertinent de ne s'intéresser qu'à la discrimination salariale pure. Mais il est par ailleurs plus délicat de mesurer l'incidence des barrières discriminatoires sur les différences de répartition dans l'espace social à cause du difficile contrôle de l'offre de travail. Pourtant, les méthodes de mesure de la discrimination sont importantes, à la fois du point de vue de la politique à mettre en œuvre pour combattre les inégalités, et du point de vue conceptuel, pour préciser la distinction entre ségrégation et discrimination.

Dans ce travail, nous proposons donc d'analyser le système des discriminations sur le marché du travail français en croisant l'appartenance de sexe et l'origine (né au Maghreb ou non) dans l'Enquête-Emploi 2000 de l'INSEE. Nous présenterons d'abord une critique des méthodes traditionnelles de mesure de la discrimination, et proposerons de nouvelles méthodes susceptibles d'apporter une réponse simple aux problèmes d'identification. Nous

mesurerons ensuite l'incidence des discriminations sur le mode d'emploi¹ des femmes, des maghrébins et des femmes maghrébines, en privilégiant les accès à l'embauche, au temps plein, à la promotion hiérarchique et au contrat à durée indéterminée. Nous finirons en proposant une mesure élargie de la discrimination salariale en tenant compte non seulement de la discrimination pure, mais aussi de l'incidence des barrières discriminatoires, étudiées en deuxième partie, sur l'écart salarial.

1 Méthodologies

La discrimination économique est mesurée quantitativement grâce aux méthodes de décomposition. Ces méthodes permettent de décomposer des écarts entre deux groupes en une portion expliquée par des différences de caractéristiques et une portion inexpliquée, que l'on attribue généralement aux comportements discriminatoires des employeurs. Cette attribution n'est cependant pas justifiée et se heurte à des problèmes d'identification. Ce sont particulièrement deux problèmes d'identification qui nous invitent à proposer de nouvelles méthodes de mesure de la discrimination.

1.1 Deux problèmes d'identification

Les travaux de mesure de la discrimination portent quasiment toujours sur la discrimination salariale pure. S'inspirant de l'article fondateur d'Oaxaca (1973), les modèles statistiques mesurent l'écart salarial « toutes choses égales par ailleurs » après avoir contrôlé l'effet de la sélection sur le salaire. Or comme l'a très bien formulé Silvera (1996), on ne peut raisonner « toutes caractéristiques égales par ailleurs » si l'accès à certaines de ces caractéristiques est inégal. Raisonner ainsi revient à ne pas tenir compte du caractère endogène de certaines des caractéristiques, et en particulier à négliger les discriminations à l'accès au temps plein, au contrat à durée indéterminée, ou aux positions hiérarchiques valorisées.

D'un point de vue technique, le contrôle de la sélection par la méthode en deux étapes de Heckman (1979) n'apporte pas de solution. Il faudrait en effet contrôler toutes les formes de sélection, et donc restreindre l'analyse à une portion restreinte de l'ensemble des salariés comme par exemple les cadres à temps plein en contrat à durée indéterminée. D'autre part, cette restriction ne permettrait pas de mesurer l'incidence de la sélection sur l'écart salarial car, comme ont pu le développer Neuman et Oaxaca (1998), on ne peut décomposer le terme de sélectivité sans faire une hypothèse *ad hoc*. Contrôler la sélection est une chose, et mesurer l'incidence des barrières discriminatoires sur l'écart salarial moyen de rémunérations en est une autre.²

¹ Maruani M. et Nicole C. (1989) définissent le mode d'emploi par les modalités d'accès au marché du travail, le type de contrat de travail et les conditions d'emploi (p125). Les mesures du rôle des barrières discriminatoires que nous proposons permettent d'analyser d'un point de vue quantitatif les différences de mode d'emploi selon l'origine et l'appartenance de sexe.

² Dans leur travail de mesure de la discrimination salariale, Meurs et Ponthieux (2000) font remarquer qu'une partie de la différence sexuée de participation au temps plein peut être due à des comportements discriminatoires des employeurs. Aussi, elles décident de corriger du double biais de sélection à l'accès à l'emploi et à l'accès au temps plein. Cependant, elles restreignent ainsi l'analyse de l'écart salarial aux seuls salariés à temps plein et ne mesurent pas l'incidence de la discrimination au temps plein sur l'écart salarial. En outre, elles ne tiennent pas compte des autres formes de barrières discriminatoires, en particulier de la discrimination à la promotion hiérarchique.

Autrement dit, les méthodes de décomposition du différentiel de salaire ne permettent pas d'identifier au sein de la portion expliquée des écarts de salaires ce qui relève d'une part, des différences de caractéristiques exogènes (la portion « toutes choses égales par ailleurs ») et d'autre part, de la discrimination à l'accès aux caractéristiques endogènes au marché du travail (la portion des barrières discriminatoires). C'est ce problème des barrières discriminatoires qui fait dire à Altonji et Blank (1999) que la portion inexpliquée des écarts de salaire ne doit pas être interprétée comme la part de l'écart salarial due à la discrimination³. Ils reconnaissent ainsi qu'aucune technique de décomposition ne permet de mesurer l'incidence de la discrimination totale sur l'écart salarial ; seule la discrimination salariale pure est mesurée.

Cette insuffisance majeure s'explique à notre avis surtout par un autre problème d'identification. En effet, il n'est pas aisé d'identifier au sein de la portion inexpliquée d'un écart de participation ce qui relève d'une part, des préférences de l'offre de travail et d'autre part, des comportements discriminatoires de la demande. La probabilité qu'un individu soit chômeur dépend à la fois de ses caractéristiques productives, de ses motivations de recherche d'emploi et des phénomènes de discrimination à l'embauche. De même, la probabilité qu'un individu soit à temps partiel dépend de ses caractéristiques productives, mais aussi de ses préférences de temps de travail et des contraintes de temps imposées par les employeurs. A cause de la relation conjointe de l'offre et de la demande, il est donc délicat de mesurer l'effet de la discrimination à l'embauche ou au temps plein sur les différents taux d'emploi.

En outre, peu de travaux tentent de lier le problème du caractère endogène de certaines variables explicatives des rémunérations avec la mesure de la part discriminatoire des écarts de répartition. Ainsi, même si Jones et Makepeace (1996) ont ouvert la voie à la mesure de l'effet des barrières discriminatoires sur la ségrégation verticale, aucun ne semble tenter d'évaluer l'effet de cet effet sur le différentiel de rémunération. De manière générale, certaines formes de discriminations en amont des rémunérations sont certes étudiées, mais le système des discriminations, c'est-à-dire l'analyse de la relation entre toutes les formes de discriminations, reste négligé.

1.2 Principes méthodologiques

Nous proposons de traiter ces deux problèmes d'identification grâce à l'adoption de trois principes méthodologiques. Pour comprendre le choix de ces hypothèses, il est nécessaire de revenir à la définition de la discrimination. Elle est un mode de traitement différent d'individus égaux, indépendamment de leur volonté.⁴ Par conséquent, ce qui rend injuste la discrimination, c'est qu'elle s'exerce en dépit d'une égalité de droit et contre des volontés concrètes. Trois paramètres cruciaux doivent donc être définis préalablement à toute mesure : l'offre de travail ; le vecteur de variables explicatives ; la norme non-discriminante.

Mesurer la discrimination suppose d'abord d'avoir préalablement identifié l'offre de travail susceptible d'être discriminée, sans quoi il n'est pas possible d'affirmer qu'un individu

³ «The unexplained component (...) is often referred to as the share due to discrimination. (...) It is misleading to label only this second component as the result of discrimination, since discriminatory barriers in the labor market can affect the characteristics of individuals in the labor market», Altonji et Blank (1999).

⁴ Comme le rappellent Havet N. et Sofer C. (2002), on doit considérer comme étant hors du champ de la discrimination économique toutes les différences qui proviennent des choix, des préférences ou encore des rôles sociaux, dès lors qu'ils ne résultent pas d'une contrainte explicite ou implicite. Certes, on peut sans doute considérer qu'ils relèvent de pratiques sociales discriminatoires, mais on ne peut pas considérer qu'il s'agit à proprement parler de discrimination économique.

appartient à une catégorie donnée indépendamment de sa volonté. Nous faisons ici les hypothèses suivantes sur l'offre de travail : l'offre de travail salarié est égale au nombre d'actifs hors indépendants ; l'offre de travail à temps plein est égale au nombre de salariés déclarant souhaiter travailler temps plein ; par ailleurs, tous les salariés sont supposés vouloir accéder à une position hiérarchique supérieure, au contrat à durée indéterminée et à des rémunérations plus élevées.

Cette première hypothèse permet de définir des modèles de demande de travail. Une fois qu'on a identifié l'offre de participation, le degré de participation sur le marché du travail ne dépend plus en effet que de la demande des employeurs. Elle a donc pour but de résoudre simplement le problème d'identification des facteurs d'offre et de demande dans les modèles traditionnels en identifiant l'offre préalablement par questionnaire. Plus précisément, les préférences d'embauche des employeurs sont seulement définies à partir des actifs salariés au sens du BIT, c'est-à-dire ceux qui cherchent activement un emploi salarié. Et quant aux préférences de temps plein des employeurs, elles sont seulement définies à partir des salariés qui déclarent souhaiter travailler à temps plein dans les enquêtes-Emploi de l'INSEE.

Mesurer la discrimination suppose ensuite d'avoir défini le vecteur des variables explicatives sans quoi il n'est pas possible d'affirmer ce qui rend deux individus donnés égaux ou non. Or puisqu'on a déjà contrôlé l'offre de travail, seuls les facteurs de demande doivent être intégrés dans les variables explicatives. En outre, toutes les variables non pertinentes au regard du droit du travail doivent être exclues. Ainsi, les caractéristiques relevant de la situation familiale de l'individu (statut matrimonial, nombre d'enfants, statut ou salaire du conjoint) ne doivent pas être incluses dans les variables explicatives dans la mesure où l'employeur ne doit pas en tenir compte.

Cette seconde hypothèse s'inscrit à contre-courant de la plupart des mesures de la discrimination qui sont proposées dans la littérature. Il est en effet d'usage courant d'inclure dans le vecteur des variables explicatives le plus grand nombre possible de variables, y compris toutes celles captant les caractéristiques familiales des individus. Or la portion expliquée par ces dernières variables relève autant de la discrimination que la portion non expliquée puisque l'employeur est tenu de ne pas tenir compte des caractéristiques familiales. Les variables explicatives retenues ne doivent pas être celles effectivement considérées par les employeurs, mais celles légalement reconnues par le droit.

Mesurer la discrimination suppose enfin d'avoir défini la norme non-discriminante sans quoi il n'est pas possible de comparer deux modes de traitement donnés. Nous faisons ici l'hypothèse d'une norme non-discriminante mixte : les normes d'accès sont donc obtenues par des régressions sur la population totale. Un des corrélats de cette hypothèse est que si une sous population est discriminée négativement, alors la complémentaire est discriminée positivement. Une des conséquences importantes est que l'élimination de la discrimination n'a pas d'incidence sur les variables macroéconomiques, ce qui a l'avantage de ne pas transformer la structure de la société dans son ensemble.

Cette troisième et dernière hypothèse s'inspire de la critique faite à Oaxaca (1973) par Neumark (1988) et Oaxaca et Ramson (1994) à propos de la décomposition du différentiel de salaire. Suivant l'idée de la norme intermédiaire de salaire développée par Becker (1971), ils estiment une norme mixte de salaire en opérant la régression des salaires sur la population de l'échantillon dans son ensemble. De même, nous estimons des normes intermédiaires mixtes

de demande de travail, et calculons à partir de ces paramètres les taux simulés d'appartenance des différents groupes.

Ces trois hypothèses ont été utilisées dans chacune des régressions : modèle *probit* simple pour la mesure des discriminations à l'embauche, au temps plein et à l'accès au CDI ; modèle *probit* ordinal pour la mesure des discriminations à la promotion hiérarchique ; enfin modèle des moindres carrés ordinaires pour la mesure de la discrimination salariale. La formalisation de ces trois modèles est donnée dans l'annexe 1.

Pour chacun des modèles d'appartenance à une catégorie donnée de l'espace social, nous avons restreint la population de référence aux seules personnes qui cherchent à appartenir à cette catégorie, puis nous avons régressé leur appartenance sur les facteurs de demande considérés comme pertinents au regard du droit. En outre, une fois obtenues les proportions simulées en l'absence de discrimination, nous avons mesuré l'effet de ces barrières sur le salaire en introduisant les proportions simulées dans les équations de gains.

2 La mesure des barrières discriminatoires

Les barrières discriminatoires de groupe sont toutes les formes de traitement pénalisant injustement un groupe de personnes du point de vue de leur accès à des catégories données de l'espace social. Elles sont des formes particulières de discrimination économique si, pour des mêmes caractéristiques productives, des individus d'un groupe donné sont promus plus souvent dans des catégories qui justifient un salaire plus élevé. Quatre formes de barrières discriminatoires doivent ainsi être analysées préalablement à l'étude des déterminants de l'écart salarial: les barrières à l'embauche, au CDI, au temps plein et à la promotion hiérarchique⁵. L'annexe 2 récapitule le nom et les caractéristiques associées des variables utilisées dans les régressions. Les résultats des différentes régressions sont présentés dans l'annexe 3.

2.1 Discrimination à l'embauche

Certes, beaucoup d'études portent sur les déterminants de l'activité, et les méthodes utilisées pour la décomposition de l'écart salarial peuvent être étendues, à la manière d'Altonji et Blank (1999), à la décomposition de l'écart d'activité (*labor force participation gap*). Cependant, les méthodes de décomposition du différentiel de taux d'activité ne permettent pas d'identifier au sein de la portion inexplicée des écarts de répartition ce qui relève d'une part, des facteurs d'offre (préférences de travail de tous les individus) et d'autre part, des facteurs de demande (comportements discriminatoires des employeurs).

La prise en compte de différents statuts dans l'activité ne permet pas de résoudre ce dernier problème d'identification. Certes, l'adoption de modèles à plusieurs variables dépendantes permet de distinguer les déterminants de différentes probabilités telles que celles d'être inactif, chômeur, indépendant ou salarié. Mais dans le cadre de tels modèles, la portion inexplicée des différences de taux d'emploi salarié dépend encore autant de la préférence des individus pour l'inactivité ou l'indépendance que de la discrimination des employeurs.⁶ Pour

⁵ On verra dans la troisième partie que l'appartenance à ces catégories justifie effectivement des différences de rémunération.

⁶ Ce problème d'identification est souvent négligé. Il est pourtant parfois nettement rappelé, comme dans Pagan J. et Sanchez S. (2000).

identifier la discrimination à l'embauche, il faudrait construire, non pas un modèle d'appartenance à plusieurs catégories, mais un modèle de demande d'appartenance à l'emploi salarié, après avoir identifié les individus qui recherchent activement un emploi salarié.

On peut donc s'étonner de ne pas trouver de tentative de mesure de la discrimination à l'embauche limitant la population considérée aux seuls actifs hors indépendants. Cette limitation a en effet l'avantage de permettre de contrôler de manière simple l'offre de travail salarié. L'hypothèse sous-jacente à cette restriction est que seuls les chômeurs au sens du BIT, c'est-à-dire les personnes qui déclarent rechercher activement un emploi, peuvent être considérés comme les victimes des comportements discriminatoires des employeurs.⁷

De fait, de nombreuses personnes d'âge actif sont inactives et ne recherchent pas d'emploi : 15,05% de la population dans son ensemble ; 27,42% des maghrébins ; 23,79% des femmes ; 43,56% des femmes maghrébines. Une autre partie des personnes d'âge actif sont indépendants : 7,40% de la population dans son ensemble ; 5,49% des maghrébins ; 3,87% des femmes ; 1,96% des femmes maghrébines. On a supposé que les inactifs et les indépendants n'offraient pas leur force de travail.

On a régressé le fait d'être ou non actif occupé sur le diplôme le plus élevé obtenu (11 modalités), l'âge, l'âge au carré et la région d'habitation (trois modalités). Les coefficients obtenus confirment l'effet positif du niveau du diplôme le plus élevé obtenu. On peut cependant noter qu'il est plus facile de trouver un emploi avec un BTS ou un DUT qu'avec une licence. L'effet positif de l'âge s'explique sans doute avant tout par le phénomène de valorisation de l'expérience professionnelle. Enfin, il est plus difficile de trouver un emploi lorsqu'on habite dans le sud.

En l'absence de discrimination à l'embauche, le taux d'emploi des femmes de l'échantillon d'actifs augmenterait de 87,3 à 89,5%, et celui des maghrébins de 77,5 à 87,8%. Les femmes maghrébines sont donc discriminées à l'embauche de manière très substantielle ce qui s'explique principalement par le fait qu'elles sont maghrébines et marginalement par le fait que ce sont des femmes. L'élimination de la discrimination à l'embauche aurait pour conséquence de faire passer le taux de chômage des femmes maghrébines de 25,5 à 11,7% (très proche des 11% de la population dans son ensemble).

A l'aide de la comparaison des résultats des différentes régressions, il est donc possible de décomposer les différentiels de participation à l'emploi au sein de la population en situation d'être actif. Il suffit en effet de rapporter les simulations faites sur la population des actifs hors indépendants à la population totale en situation de travailler (c'est-à-dire en ajoutant les indépendants et les inactifs en situation de travailler). Le taux de participation des femmes maghrébines est de 28,4 points inférieur à celui de la population totale (40,6% contre 69%). Après décomposition de ce différentiel, on trouve que les différences de l'offre de travail en expliquent les trois quarts (soit 20,9 points) et la discrimination le dernier quart (soit 7,5 points).

2.2 Discrimination à l'accès au CDI

Aucune étude, à notre connaissance, ne porte sur la mesure de la discrimination à l'accès au contrat à durée indéterminée. Or, même à supposer que cette forme de

⁷ Un certain nombre d'inactifs déclarent certes souhaiter travailler. Néanmoins, dans la mesure où ils ne recherchent pas activement un emploi, on fait ici l'hypothèse qu'ils ne sont pas discriminés à l'embauche.

discrimination soit négligeable, le fait d'être en contrat à durée indéterminée est non seulement valorisé en termes de salaires, mais est aussi une fin en soi dans la mesure où ce statut garantit contre l'avenir. Sous l'hypothèse que les individus sont averses au risque, il est assez raisonnable de considérer que tous les salariés ont une préférence pour le contrat à durée indéterminée. Il est donc important de se demander dans quelle mesure les différences d'accès à la stabilité dans l'emploi sont imputables aux comportements discriminatoires des employeurs.

De fait, les femmes comme les maghrébins occupent plus souvent que le reste de la population des emplois temporaires: 14,2% des femmes et 15,7% des maghrébins contre 13,3% dans la population dans son ensemble. Par leur appartenance de sexe et par leur origine, les femmes maghrébines subissent un risque de précarité plus importants que les autres: 15,9% d'entre elles occupent des emplois temporaires. Sous l'hypothèse que tous les salariés préfèrent un contrat à durée indéterminée à un emploi temporaire, la portion inexplicée des écarts de taux d'emploi en CDI peut s'interpréter comme le produit de comportements discriminatoires des employeurs.

Pour évaluer cette part discriminatoire, on a régressé le fait d'être ou non en contrat à durée indéterminée sur le nombre d'années d'étude, l'âge, l'âge au carré, l'ancienneté, l'ancienneté au carré, le fait d'habiter ou non l'île de France et le secteur d'activité (5 modalités). Comme on peut s'y attendre, le nombre d'années d'études, l'âge, l'ancienneté dans l'entreprise et le fait d'habiter l'île de France ont un effet positif sur l'accès au contrat à durée indéterminée. Quant à l'incidence des secteurs d'activité, les secteurs du commerce, de l'industrie et de la construction sont relativement plus avantageux que les autres.

Au vu des résultats des régressions, les femmes ne semblent pas globalement discriminées à l'accès au CDI. En revanche, les maghrébins sont discriminés de manière substantielle: la part des maghrébins occupant des emplois temporaires devraient baisser de 15,7 à 11,8% (en dessous des 13,4% de la population dans son ensemble). De même, on trouve que la part des femmes maghrébines occupant des emplois temporaires baisserait de 15,9 à 12,6% en l'absence de discrimination. C'est donc parce qu'elles sont maghrébines, que les femmes immigrées du Maghreb sont discriminées à l'accès au CDI.

2.3 Discrimination au temps plein

Pour mesurer la discrimination au temps plein, nous faisons l'hypothèse que les préférences de temps plein des employeurs sont définis à partir de l'ensemble des salariés déclarant souhaiter travailler à temps plein dans les enquêtes emploi de l'INSEE. Nous proposons donc de mettre l'accent sur trois catégories de travail : le temps partiel volontaire, le temps partiel involontaire et le temps plein⁸. L'idée implicite est que seuls peuvent être discriminés négativement au temps plein les salariés à temps partiel qui souhaitent travailler à temps plein. On peut ainsi construire un modèle de demande de temps plein.

On peut noter que la plupart des analyses étudient l'offre de temps plein, et considèrent ainsi implicitement que le temps partiel est le produit d'aménagements du temps de travail. Or, comme l'ont développé Maruani M. et Nicole C. (1989), le temps partiel, pris

⁸ On doit distinguer le temps partiel subi et le temps partiel involontaire. Une personne est en temps partiel involontaire si elle souhaite travailler à temps plein ; elle est en temps partiel subi si elle travaille à temps partiel et souhaite travailler davantage. En effet, un certain nombre de personnes déclarent souhaiter travailler plus, mais sans aller jusqu'au temps plein.

comme mode d'emploi et non comme aménagement du temps de travail, constitue l'un des pôles autour duquel s'organisent un certain nombre de clivages sociaux fondamentaux dans l'entreprise, et notamment le clivage féminin/masculin. Analyser la demande de temps plein, c'est précisément prendre le temps partiel comme un mode d'emploi.

De fait de nombreux salariés sont à temps partiel et souhaitent le rester : 12,6% de la population dans son ensemble ; 10,7% des maghrébins ; 23,8% des femmes ; 22,7% des femmes maghrébines. Puisque ces salariés déclarent ne pas souhaiter travailler à temps plein, nous avons considéré qu'ils avaient choisi d'être à temps partiel, et par conséquent qu'ils n'étaient pas discriminés. En revanche, une autre partie des salariés sont à temps partiel alors qu'ils souhaitent travailler à temps plein : 5,3% de la population dans son ensemble ; 6,7% des maghrébins ; 8,5% des femmes ; 11,9% des femmes maghrébines. Puisque ces salariés déclarent souhaiter travailler à temps plein, nous avons considéré qu'ils offraient un temps plein, mais qu'ils n'étaient pas demandés par les employeurs.

On a donc régressé, dans la population des individus qui offrent un temps plein, le fait d'être ou non à temps plein sur le nombre d'années d'étude, l'ancienneté, l'ancienneté au carré, le fait d'habiter ou non l'île de France et le secteur d'activité (5 modalités). Les coefficients obtenus confirment l'effet positif du nombre d'années d'étude, et surtout de l'ancienneté. Par ailleurs, on trouve que le fait de vivre en île de France a un effet positif. L'appartenance au secteur tertiaire est très pénalisant (un peu moins pour le secteur du commerce et plus pour les secteurs de l'éducation et de la santé).

En l'absence de discrimination, le taux d'emploi à temps plein des femmes souhaitant travailler à temps plein passerait de 88,8 à 92,8%, et le taux d'emploi à temps plein des maghrébins souhaitant travailler à temps plein passerait de 92,6 à 93,5%. Enfin l'élimination de la discrimination à l'accès au temps plein aurait pour conséquence de faire passer le taux d'emploi à temps plein des femmes maghrébines souhaitant le temps plein de 84,6 à 92,4% (ce qui reste légèrement inférieur au 93,9% de l'offre totale de temps plein). Les femmes maghrébines sont donc discriminées à l'accès au temps plein de manière très substantielle ce qui s'explique principalement par le fait que ce sont des femmes et marginalement par le fait que ce sont des maghrébines.

A l'aide de la comparaison des résultats des différentes régressions, il est donc possible de décomposer les différentiels de participation au temps plein. Il suffit de rapporter les simulations trouvées par les régressions sur la population qui souhaite travailler à temps plein à la population des salariés dans leur ensemble. Le taux d'emploi à temps plein des femmes maghrébines est inférieur de 17 points à celui de la population dans son ensemble (62,5% contre 71,5%). Après décomposition de ce différentiel, on trouve que les différences de caractéristiques de l'offre de travail en expliquent les deux tiers (soit 11 points) et la discrimination le troisième tiers (soit 6 points).

2.4 Discrimination à la promotion hiérarchique

Il semble difficilement possible de contrôler l'offre de promotion. On est donc réduit à faire l'hypothèse que les salariés souhaitent toujours être promu à une position hiérarchique supérieure. C'est sous cette hypothèse implicite que Jones et Makepeace (1996) utilisent un modèle *probit* ordinal pour mesurer la discrimination de genre à la promotion hiérarchique.

Nous avons ici repris leur méthode de décomposition, mais avec l'hypothèse plus réaliste d'une norme non-discriminante mixte.⁹

On a régressé le fait d'être ou non dans une position hiérarchique sur le diplôme le plus élevé obtenu (11 modalités), l'âge, l'âge au carré, l'ancienneté, l'ancienneté au carré, la région d'habitation (deux modalités) et le secteur d'activité (5 modalités). On s'est limité à trois positions hiérarchiques différentes : les cadres, les professions intermédiaires et les autres. Comme on peut s'y attendre, le diplôme, l'ancienneté, l'âge et le fait d'habiter l'île de France ont un effet positif très significatif sur le niveau de l'emploi occupé dans la hiérarchie professionnelle.

Il peut être intéressant de s'intéresser un instant sur l'effet du secteur d'activité. Le fait d'occuper un emploi industriel facilite l'accès à l'exercice des responsabilités et de l'autorité professionnelles par rapport aux emplois administratifs et, dans une moindre mesure, aux emplois de service et des secteurs de la santé et de l'éducation. Pour expliquer ce phénomène, A. M. Daune-Richard (1998) avance l'idée d'une construction sociale sexuée de la représentation de la technicité. Les emplois industriels s'opposent aux emplois de service en ce que ces derniers mobilisent des qualités de contact et de communication qui sont acquises par la socialisation et par l'exercice des rôles domestiques, et qui donc, ne sont pas perçues par les employeurs comme relevant du rapport salarial. Selon elle, ces représentations construisent le féminin et le technique comme antithétiques et ouvrent un accès différent des hommes et des femmes aux positions hiérarchiques¹⁰.

Pourtant, l'ensemble de ces caractéristiques ne permet pas d'expliquer les différences de structure hiérarchique selon le sexe et l'origine. En effet, la structure hiérarchique par sexe et origine serait substantiellement transformée par l'élimination de la discrimination. Il apparaît que les femmes sont très fortement discriminées à la promotion hiérarchique : en l'absence de discrimination, la part des cadres parmi les femmes passerait de 9,7 à 13,6% (contre 13% pour la population dans son ensemble). D'autre part, les femmes devraient être plus nombreuses encore parmi les professions intermédiaires : 24,3% au lieu de 22,9%. Pour les maghrébin(e)s, on observe surtout une discrimination à l'accès à l'encadrement moyen : 21,5% d'entre eux devraient être professions intermédiaires au lieu de 18,9%. Le cumul des effets de l'appartenance de sexe et de l'origine fait que les femmes immigrées sont très fortement discriminées à la promotion hiérarchique : la part des cadres devrait s'accroître de 4 points et la part des professions intermédiaires de 3 points.

3. La discrimination salariale

La discrimination salariale d'un groupe est traditionnellement mesurée par la portion inexpliquée de l'écart entre son salaire moyen et celui de la population totale. C'est ce qu'on appelle communément la discrimination salariale pure. Or une partie de la portion expliquée par les différences de caractéristiques explicatives provient de l'effet des barrières discriminatoires en amont des rémunérations. Nous sommes donc amenés à mesurer une

⁹ Jones et Makepeace (1996) choisissent comme norme non-discriminante le vecteur des coefficients estimés pour les hommes. Ils font donc l'hypothèse que les hommes ne sont pas discriminés et prouvent que les femmes sont discriminées négativement. L'élimination de la discrimination à la promotion hiérarchique a donc pour conséquence d'accroître le taux d'encadrement pour la population dans son ensemble. A notre avis, il est plus réaliste de considérer que le taux d'encadrement dépend seulement de variables macro-économiques exogènes.

¹⁰ Cette différence d'accès ne relève pas pour autant d'une discrimination économique, mais relève plutôt de pratiques sociales discriminatoires.

discrimination élargie, égale à la discrimination salariale pure à laquelle on ajoute l'incidence des barrières discriminatoires sur les rémunérations.

3.1 La discrimination salariale pure

Afin de mesurer la discrimination salariale pure, on a régressé les salaires sur le nombre d'années d'étude, l'ancienneté, l'ancienneté au carré, le nombre d'heures de travail accomplies la semaine précédant l'enquête, les positions hiérarchiques occupées (3 modalités), le fait de travailler à temps plein, le secteur d'activité (5 modalités), la région d'habitation (3 modalités) et l'IMR. Les résultats des équations de gains et des décompositions sont présentés dans l'annexe 4. Les coefficients obtenus confirment l'effet positif du nombre d'années d'étude, de l'ancienneté, du nombre d'heures travaillées. Le fait d'habiter le sud ou l'île de France apparaît comme un avantage en termes de salaire. Le fait de travailler dans le tertiaire est pénalisant quoi que l'effet soit de moindre importance que les autres.

Les résultats des coefficients des variables endogènes sont ici très instructifs. La position hiérarchique occupée a un effet très net sur les rémunérations, même après le contrôle des variables relatives au capital humain. A travail égal, on gagne moins lorsque l'on est à temps partiel. Pas seulement parce que moins d'heures sont comptabilisées, mais aussi parce que, comme l'avaient déjà pointé Maruani M. et Nicole C. (1989), l'heure à temps partiel vaut moins que l'heure à temps complet. Enfin, on gagne moins, toutes choses égales par ailleurs, dans un emploi temporaire.

Les résultats sont contrastés selon les groupes. Les différences de temps de travail et de positions hiérarchiques expliquent une grande partie de la faiblesse relative des salaires des femmes. Les maghrébins compensent leur faible niveau d'étude par une présence dans les régions les plus attractives en termes de salaires. Les femmes maghrébines, en revanche, ne parviennent pas à compenser le caractère non rémunérateur de leurs caractéristiques : faible temps de travail, faible taux d'encadrement, faible niveau d'étude et forte présence dans les secteurs tertiaires se conjuguent pour expliquer leurs faibles rémunérations.

Cependant, ces différences de caractéristiques sont loin d'expliquer la totalité des écarts salariaux. Les employeurs ne semblent pas donner les mêmes salaires aux mêmes travaux. De fait, on trouve que la discrimination pure est responsable de 30% de la faiblesse relative des rémunérations des femmes, de 60% de celle des maghrébin(e)s et de la moitié de celle des femmes maghrébines.

3.2 La discrimination salariale élargie

La mesure de la discrimination salariale pure ne prend pas en compte l'incidence des barrières discriminatoires sur le différentiel de rémunération. Or on a vu d'une part, que les différences de temps de travail et de positions hiérarchiques expliquaient une grande partie de l'écart salarial et que d'autre part, une grande partie des écarts de temps de travail et de positions hiérarchiques s'expliquaient par des comportements discriminatoires des employeurs.

Afin de mesurer l'incidence des barrières discriminatoires sur les rémunérations, il faut préalablement calculer les proportions simulées en l'absence des barrières discriminatoires. Il faut donc appliquer les caractéristiques de l'échantillon de salariés sélectionnés aux coefficients trouvés dans les divers modèles *Probit* pour la population dans

son ensemble. Ainsi pour la population des femmes maghrébines, la part des cadres passerait de 11,7 à 15,1%, la part des professions intermédiaires de 19,3 à 23%, la part des CDI de 84,4 à 87,8% et la part des temps pleins de 65 à 71,5%.

Après calcul, il apparaît que les barrières discriminatoires expliquent une grande portion des écarts salariaux : elles expliquent un quart de la faiblesse relative des rémunérations des femmes, 90% de celle des maghrébins et un cinquième de celle des femmes maghrébines. Il apparaît donc que la limitation de la discrimination à sa forme pure aboutit à une sous-estimation substantielle. Après prise en compte des barrières discriminatoires, on trouve que, en l'absence de discrimination, les maghrébins devraient toucher plus que la population dans son ensemble, et que plus de la moitié de la faiblesse relative des rémunérations des femmes et trois quarts de celle des femmes maghrébines disparaîtraient.

Conclusion

Sur le marché du travail français, les femmes immigrées du Maghreb sont moins souvent dans l'emploi que le reste de la population. D'autre part, lorsqu'elles sont salariées, elles occupent plus fréquemment que les autres des emplois temporaires ou à temps partiel. Enfin, elles demeurent sous-représentées dans les emplois de cadres et de professions intermédiaires.

Plusieurs facteurs, relatifs aux caractéristiques de l'offre de travail, peuvent contribuer à expliquer cette situation. Le degré de participation au marché du travail est un de ces facteurs: ces femmes immigrées recherchent moins souvent que les autres un emploi et souhaitent plus souvent travailler à temps partiel. Ces écarts peuvent aussi s'expliquer en partie par des différences de caractéristiques productives: elles sont moins diplômées que le reste des salariés, et sont sous-représentées dans les secteurs secondaires.

Cependant, on a pu montrer, grâce à des méthodes spécifiques de décomposition, que ces écarts s'expliquent surtout par des comportements discriminatoires des employeurs. En l'absence de barrières discriminatoires, la répartition des femmes immigrées du Maghreb dans l'espace social se transformerait radicalement: 11,7% de chômeuses (contre 25,5%), 16,2% de cadres (contre 12,2%), 23,5% de professions intermédiaires (contre 20,7%), 87,4% de contrats à durée indéterminée (contre 84,1%) et 71,5% d'emplois à temps plein (contre 65,5%).

Ces barrières discriminatoires sont d'autant plus importantes qu'elles se fondent doublement, sur l'origine et sur le sexe. Ainsi, bien que les femmes ne semblent pas être pénalisées dans l'accès au contrat à durée indéterminée, les femmes immigrées du Maghreb le sont à cause de leur origine. A l'inverse, alors que les immigrés du Maghreb ne sont pas pénalisés dans la promotion au statut de cadre, les femmes immigrées du Maghreb le sont à cause de leur appartenance de sexe. Par ailleurs, c'est surtout l'origine qui explique les discriminations à l'embauche, alors que c'est principalement le sexe qui explique les discriminations au temps plein.

L'importance de ces barrières discriminatoires invite à remettre en cause les méthodes traditionnelles de mesure de la discrimination salariale. La discrimination est sous-estimée lorsque n'est pas mesurée la part des barrières discriminatoires dans la portion « expliquée » du différentiel de salaire moyen. Cette sous-estimation est d'autant plus grande que l'effet sur

le salaire perçu de l'appartenance au temps plein et aux positions hiérarchiques valorisées est important. A la discrimination pure, il faut donc ajouter les incidences sur le salaire des discriminations à la promotion hiérarchique, à l'accès au temps plein et à l'accès au CDI pour obtenir la discrimination totale, que l'on a qualifié d'"élargie". La part de la faiblesse relative des rémunérations des femmes maghrébines attribuable aux comportements discriminatoires des employeurs passe ainsi de la moitié au trois quarts (et celle des femmes de moins du tiers à plus de la moitié).

Ces méthodes de décomposition sont importantes d'un point de vue conceptuel, car elles permettent de clarifier la distinction entre ségrégation et discrimination. Les barrières discriminatoires font le lien entre la ségrégation et la discrimination dans la mesure où elles expliquent à la fois une partie des ségrégations dans l'emploi et une partie de la discrimination salariale. Il apparaît clairement que les processus de ségrégation, c'est-à-dire de séparation dans l'espace social, relèvent à la fois des préférences de l'offre et des comportements discriminatoires de la demande. Quant à la discrimination salariale totale, elle relève à la fois d'une discrimination dans la rétribution (« toutes choses égales par ailleurs ») et de barrières discriminatoires (les modes d'emploi étant inégaux). On ne peut pas dès lors considérer indépendamment la ségrégation et la discrimination.

Enfin, ces méthodes sont importantes du point de vue de la politique à mettre en œuvre pour combattre les inégalités. Si l'on met l'accent sur l'offre, l'Etat doit rétablir l'égalité des chances en tentant de mieux intégrer les populations cibles dans l'économie de marché. Les mesures recommandées de préférence sont les propositions d'investissement dans le capital humain et les propositions d'articulation des temps de vie familiale et professionnelle. Si l'on met l'accent sur la demande, l'Etat doit intervenir pour réduire les comportements discriminatoires des employeurs, en les combattant juridiquement, ou par la mise en place de politiques d'insertion incitatives.

Au vu de l'ampleur des discriminations dont les femmes maghrébines sont les victimes, c'est sur les comportements des employeurs que l'Etat devrait se tourner pour qu'elles soient moins présentes dans les franges défavorisées de la population. La simple intégration des femmes maghrébines dans le marché du travail français tel qu'il existe actuellement serait sans doute insuffisante pour leurs statuts. C'est plutôt le processus même de développement de la flexibilité et d'individualisation du rapport salarial qu'il faudrait infléchir.

Bibliographie

Altonji J.G. et Blank R.M. (1999), « Race and Gender in the Labor Market », in Ashenfelter O. et Card D. (eds), *Handbook of Labor Economics*, 3, Elsevier Science.

Becker G. (1971), *The Economics of Discrimination*, Chicago : University of Chicago Press.

Daune-Richard A.M. (1998), « Qualification et Représentations Sociales », in Maruani M., *Les Nouvelles Frontières de l'Inégalité : Hommes et Femmes sur le Marché du Travail*, La Découverte.

Havet N. et Sofer C. (2002), « Les Nouvelles Théories Economiques de la Discrimination », *Travail, Genre et Société*, 7, 83-115.

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

Jones D. et Makepeace G. (1996), « Equal Worth, Equal Opportunities : Pay and Promotion in an Internal Labor Market », *The Economic Journal*, 106, 401-409.

Maruani M. et Nicole C. (1989), *Au Labeur des Dames. Métiers Masculins, Emplois Féminins*, Syros-Alternatives, Paris.

Meurs D. et Ponthieux S. (2000), « Une Mesure de la Discrimination dans l'Ecart de Salaire entre Hommes et Femmes », *Economie et Statistique*, N° 337-338, 7/8.

Neuman S. et Oaxaca R. (1998), « Estimating Labour Market Discrimination with Selectivity Corrected Wage Equations : Methodological Considerations and an Illustration from Israël », *Centre for Economic Policy Research*, DP n°1915.

Neumark D. (1988), «Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination », *The journal of Human Resources*, 23, 279-295.

Oaxaca R. (1973), « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, October, 693-709.

Oaxaca R. et Ramson M. (1994), « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials », *Journal of Econometrics*, Vol 61, n°1.

Pagan J. et Sanchez S. (2000), « Gender Differences in Labor Market Decisions : Evidence from Rural Mexico », *Economic Development and Cultural Change*, 48 (3), 620-37.

Silvera R. (1996), *Le Salaire des Femmes : Toutes Choses Inégales par Ailleurs*, La Documentation Française, Paris.

Annexe 1 : méthodologies

1) *probit* simple

La population de référence du modèle de demande est l'ensemble des individus qui cherchent à appartenir à une catégorie donnée du marché du travail, ce qui définit l'offre de travail pour cette catégorie. *In fine*, l'individu i soit appartient à cette catégorie ($X_i=1$), soit n'y appartient pas ($X_i=0$). Nous supposons que la demande d'un individu i pour cette catégorie doit être fonction d'un ensemble de caractéristiques productives reconnues comme légitimes et résumées par le vecteur Z . Selon le modèle *probit*, la probabilité d'appartenance de l'individu i à la catégorie peut être représentée comme suit :

$$\text{Prob}(X_i=1) = \Phi(Z_i\gamma + \gamma_0)$$

où l'on présume que $\Phi(\cdot)$ correspond à la fonction de densité normale réduite cumulative, γ aux paramètres mesurant l'impact des facteurs de demande sur l'appartenance à A , et γ_0 au paramètre associé à la constante.

Sous l'hypothèse que l'échantillon considéré est un échantillon aléatoire de la population de référence, la proportion d'appartenance d'un groupe j à la catégorie peut être estimée par :

$$\bar{P}_j = \sum_{i=1}^{N_j} \Phi(Z_{ij}\hat{\gamma}_j + \hat{\gamma}_{j0}) / N_j$$

où N_j est le nombre d'individus du groupe j dans l'échantillon.

Notons S_j la proportion simulée d'individus du groupe j appartenant à la catégorie en l'absence de discrimination à l'accès à cette catégorie. Cette proportion est obtenue en appliquant les caractéristiques des individus du groupe j aux paramètres estimés pour la population de l'échantillon dans son ensemble. D'où :

$$S_j = \sum_{i=1}^{N_j} \Phi(Z_{ij}\hat{\gamma} + \hat{\gamma}_0) / N_j$$

2) *probit* ordinal

Le modèle *probit* ordinal est construit à partir d'une variable Y_i qui prend la valeur 1 lorsque l'individu i est cadre, la valeur 2 lorsque l'individu i appartient à la catégorie des professions intermédiaires, et la valeur 3 sinon. Notons Y^* la variable latente associée à Y et définie en fonction d'un paramètre de seuil μ de la manière suivante:

$$\begin{cases} Y_i=1 \text{ si } Y_i^* \leq 0 \\ Y_i=2 \text{ si } 0 < Y_i^* \leq \mu \\ Y_i=3 \text{ si } \mu \leq Y_i^* \end{cases}$$

Pour chaque individu i , la valeur prise par la variable latente Y^* est donnée par l'équation suivante :

$$Y_i^* = Z_i\gamma + \gamma_0 + u_i$$

Les probabilités d'appartenance de l'individu i peuvent donc s'écrire :

$$\begin{cases} P(Y_i=1) = P(Y_i^* \leq 0) = \Phi(-Z_i\gamma - \gamma_0) \\ P(Y_i=2) = P(0 < Y_i^* \leq \mu) = \Phi(\mu - Z_i\gamma - \gamma_0) - \Phi(-Z_i\gamma - \gamma_0) \\ P(Y_i=3) = P(\mu \leq Y_i^*) = 1 - \Phi(\mu - Z_i\gamma - \gamma_0) \end{cases}$$

Notons S_{j1} et S_{j2} , les proportions simulées d'individus d'un groupe j aux deux premières positions hiérarchiques en l'absence de discrimination (la troisième position étant prise comme position de référence). Elles sont obtenues grâce à l'application des caractéristiques des individus du groupe j aux paramètres de la régression faite sur l'échantillon dans son ensemble. D'où :

$$\begin{cases} S_{j1} = \frac{N_j}{N_j} \sum_{i=1}^{N_j} \Phi(-Z_{ij}\hat{\gamma} - \hat{\gamma}_0) / N_j \\ S_{j2} = \frac{N_j}{N_j} \sum_{i=1}^{N_j} [\Phi(\hat{\mu} - Z_{ij}\hat{\gamma} - \hat{\gamma}_0) - \Phi(-Z_{ij}\hat{\gamma} - \hat{\gamma}_0)] / N_j \end{cases}$$

3) équations de gains

La méthode standard de mesure de la discrimination salariale consiste à mesurer l'écart salarial « toutes choses égales par ailleurs » après avoir contrôlé l'effet de la sélection des salariés sur le salaire. Pour un groupe j d'individus, on obtient l'équation de gains suivante :

$$W_j = X_j\beta_j + \theta_j\lambda_j$$

où W_j est le salaire moyen estimé du groupe j (en logs), X_j le vecteur des moyennes des variables explicatives des gains des individus du groupe j , β_j le vecteur des paramètres estimés, λ_j la moyenne de l'inverse du ratio de Mills et θ_j le paramètre estimé associé à l'inverse du ratio de Mills.

La discrimination salariale pure se mesure par la portion inexpliquée de l'écart salarial corrigé entre le groupe j et la population totale. On obtient la décomposition 1 suivante:

$$\begin{array}{l} W - W_j - (\theta\lambda - \theta_j\lambda_j) \\ \text{Écart salarial corrigé} \end{array} = \begin{array}{l} (X - X_j)\beta \\ \text{portion expliquée} \end{array} + \begin{array}{l} X_j(\beta - \beta_j) \\ \text{discrimination pure} \end{array}$$

Il faut cependant ajouter à la discrimination pure l'incidence des barrières discriminantes sur le différentiel de rémunération pour obtenir une mesure de la discrimination salariale totale. Il suffit donc de remplacer dans le vecteur des variables explicatives les proportions réelles des endogènes par les proportions simulées et d'introduire les vecteurs simulés S et S_j ainsi construits dans la décomposition 1. On obtient la décomposition 2 suivante:

$$\begin{array}{l} W - W_j - (\theta\lambda - \theta_j\lambda_j) \\ \text{Écart salarial corrigé} \end{array} = \begin{array}{l} (S - S_j)\beta \\ \text{justifié} \end{array} + \begin{array}{l} (X - S - X_j + S_j)\beta \\ \text{barrières discriminatoires} \end{array} + \begin{array}{l} X_j(\beta - \beta_j) \\ \text{discrimination pure} \end{array}$$

Annexe 2 : variables des échantillons

Caractéristiques des variables utilisées et moyenne pour l'échantillon utilisée pour les équations de gain

Nom	Caractéristique associée	Moyenne			
		Total	Femmes	Magh.	F. Magh
	Diplôme le plus élevé obtenu				
dipl1	Grande école, diplôme d'ingénieur	3,10%	1,66%	2,36%	1,42%
dipl2	2 ^{ème} ou 3 ^{ème} cycle universitaire	7,45%	8,97%	9,01%	10,81%
dipl3	1 ^{er} cycle universitaire	2,21%	2,90%	2,17%	2,96%
dipl4	BTS, DUT, Paramédical	10,09%	12,19%	6,50%	7,21%
Dipl5	Bac général	7,37%	9,29%	7,38%	10,43%
Dipl6	Bac techno, bac pro, brevet pro, BEI, BEC, BEA	7,15%	7,32%	3,69%	3,86%
Dipl7	CAP, BEP seul	12,20%	12,83%	7,28%	8,24%
Dipl8	CEPC seul	19,02%	13,74%	14,81%	11,84%
Dipl9	BEPC seul	7,55%	8,62%	7,53%	9,14%
dipl10	CEP	7,44%	8,54%	7,23%	8,88%
<i>dipl11 (réf)</i>	<i>Aucun diplôme</i>	<i>16,44%</i>	<i>13,95%</i>	<i>32,04%</i>	<i>25,23%</i>
âge	Age	39,51	39,90	44,44	44,34
anc	Nombre d'années d'ancienneté dans l'entreprise	10,23	10,06	10,98	10,23
lnh	Logarithme du nombre d'heures de travail accomplies la semaine précédant l'enquête	3,57	3,47	3,55	3,42
nae	Nombre d'années d'étude	13,57	13,75	12,45	12,89
	Région d'habitation				
sud	Provence-Côte d'Azur-Corse et Languedoc-Roussillon	8,44%	8,43%	23,62%	26,13%
idf	Ile de France	18,51%	20,02%	28,25%	31,02%
<i>Autres (réf)</i>	<i>Autre région d'habitation</i>	<i>83,05%</i>	<i>71,55%</i>	<i>58,13%</i>	<i>42,85%</i>
	Secteur d'activité				
com	Commerce, réparations, transports, activités financières et immobilières	21,51%	20,04%	19,54%	18,92%
esa	Education, santé, action sociale	17,46%	28,55%	16,44%	27,80%
serv	Services aux entreprises et aux particuliers	20,06%	22,68%	24,85%	26,90%
adm	Administrations	11,84%	12,99%	10,73%	13,51%
<i>Ind (réf)</i>	<i>Industries, énergie, construction</i>	<i>29,13%</i>	<i>15,74%</i>	<i>28,44%</i>	<i>12,87%</i>
Observations		53 012	24 035	2 032	777

Note: par manque de place, seules les moyennes dans l'échantillon utilisé pour les équations de gains (annexe 4) ont été spécifiées.

Annexe 3 : résultats de l'analyse des barrières discriminatoires

Résultats du modèle d'accès à l'emploi

Proportion de : Actifs occupés (1) chômeurs (2) variables	Total 89,0 11,0		Femmes 87,3 12,7		Maghrébin(e)s 77,5 22,5		Femmes maghrébines 74,5 25,5	
	Coeff	Ecart type	Coeff	Ecart type	Coeff	Ecart type	Coeff	Ecart type
constante	-0,6698*	0,0759	-0,7539*	0,1113	-1,0899*	0,3939	-1,7967*	0,6390
dipl1	0,7406*	0,0474	0,9079*	0,0908	0,5817*	0,1907	1,2465**	0,5284
dipl2	0,6564*	0,0288	0,7710*	0,0385	0,8303*	0,1135	1,0387*	0,1664
dipl3	0,6870*	0,0509	0,8662*	0,0673	0,9195*	0,2361	0,9636*	0,2871
dipl4	0,8132*	0,0285	0,9769*	0,0390	0,8497*	0,1309	1,0961*	0,1900
dipl5	0,4461*	0,0266	0,5902*	0,0360	0,4778*	0,1091	0,5432*	0,1483
dipl6	0,5960*	0,0287	0,6012*	0,0390	0,5758*	0,1549	0,4487**	0,2109
dipl7	0,5374*	0,0236	0,5680*	0,0325	0,6320*	0,1159	0,8251*	0,1773
dipl8	0,4007*	0,0199	0,3490*	0,0300	0,4105*	0,0803	0,4513*	0,1344
dipl9	0,3234*	0,0254	0,3708*	0,0348	0,3459*	0,0999	0,3273**	0,1415
dipl10	0,1900*	0,0269	0,1753*	0,0359	0,2327**	0,1049	0,4671*	0,1582
âge	0,0663*	0,00412	0,0562*	0,00596	0,0516*	0,0194	0,0671**	0,0315
âge ²	-0,00063*	0,000053	-0,00043*	0,000077	-0,00035	0,000231	-0,00045	0,00038
sud	-0,2781*	0,0202	-0,2756*	0,0284	-0,1443**	0,0620	-0,0354	0,0971
idf	0,0308	0,0180	0,1243*	0,0255	0,0942	0,0642	0,1928**	0,0972
Prob simulée	89,0%		89,5%		87,8%		88,3%	
	Observations = 71 976		Observations = 34 698		Observations = 3 105		Observations = 1 281	
	- Log L = 23 531		- Log L = 12 308		- Log L = 1 548		- Log L = 656	
	Pseudo R ² = 0,055		Pseudo R ² = 0,0668		Pseudo R ² = 0,064		Pseudo R ² = 0,099	

* significatif à moins de 1% ; ** significatif à moins de 5%. Champ : actifs de 15 à 64 ans

Résultats du modèle d'accès au contrat à durée indéterminée

Proportion de : cdi (1) autres (2) variables	Total 86,6% 13,4%		Femmes 85,8% 14,2%		Maghrébin(e)s 84,3% 15,8%		Femmes maghrébines 84,1% 15,9%	
	Coeff	Ecart type	Coeff	Ecart type	Coeff	Ecart type	Coeff	Ecart type
constante	-2,7640*	0,1069	-2,0068*	0,1630	-2,9225*	0,6173	-2,5181**	1,1478
nae	0,0349*	0,00255	0,0234*	0,0037	0,0164**	0,0085	0,0084	0,0144
âge	0,1435*	0,00580	0,0955*	0,00848	0,1535*	0,0312	0,1132**	0,0556
âge ²	-0,00163*	0,000077	-0,00103*	0,000111	-0,00179*	0,000384	-0,00133**	0,000689
anc	0,2580*	0,00412	0,2575*	0,00554	0,2875*	0,0200	0,3422*	0,0368
anc ²	-0,0056*	0,000132	-0,00563*	0,000183	-0,00622	0,000626	-0,00706*	0,00141
idf	0,4171*	0,0235	0,3589*	0,0320	0,3890*	0,0987	0,1793	0,1484
com	0,1275*	0,0274	0,2772*	0,0436	0,1662	0,1521	0,4797**	0,2654
esa	-0,7588*	0,0265	-0,4414*	0,0391	-0,9727*	0,1345	-0,5691*	0,2259
serv	-0,6329*	0,0237	-0,1583*	0,0389	-0,6662*	0,1187	0,3336	0,2248
adm	-0,8706*	0,0307	-0,5766*	0,0469	-1,0233*	0,1706	-0,4230	0,2914
Prob simulée	86,6%		85,7%		88,2%		87,4%	
	Observations = 60 441		Observations = 28 222		Observations = 2 305		Observations = 913	
	- Log L = 14 783		- Log L = 7 609		- Log L = 582		- Log L = 230	
	Pseudo R ² = 0,377		Pseudo R ² = 0,339		Pseudo R ² = 0,417		Pseudo R ² = 0,425	

* significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 10%. Champ : salariés de 15-64 ans

Résultats du modèle d'accès au temps plein

Proportion de : Temps plein (1) Temps partiel (2) variables	Total 93,9% 6,1%		Femmes 88,8% 11,2%		Maghrébin(e)s 92,6% 7,4%		Femmes maghrébines 84,6% 15,4%	
	Coeff	Ecart type	Coeff	Ecart type	Coeff	Ecart type	Coeff	Ecart type
constante	0,9212*	0,0465	0,0992	0,0681	1,0755*	0,1692	-0,1040	0,2766
nae	0,0607*	0,00283	0,0810*	0,0039	0,0511*	0,00920	0,0695*	0,0141
anc	0,0989*	0,00384	0,1067*	0,00478	0,1152*	0,0213	0,1471*	0,0272
anc ²	-0,00149*	0,000151	-0,0016*	0,000183	-0,00137	0,000967	0,00228**	0,00113
idf	0,3425*	0,0275	0,5094*	0,0359	0,1151	0,1055	0,4512*	0,1497
com	-0,6599*	0,0350	-0,6069*	0,0502	-0,5991*	0,1909	-0,4466**	0,2783
esa	-1,1077*	0,0352	-0,7468*	0,0480	-1,4470*	0,1811	-0,8890*	0,2540
serv	-0,9293*	0,0334	-0,7684*	0,0480	-0,9845*	0,1670	-0,7282*	0,2529
adm	-0,9425*	0,0396	-0,6922*	0,0563	-1,3076*	0,2135	-0,6733**	0,3189
Prob simulée	93,9%		92,8%		93,5%		92,4%	
	Observations = 54 377		Observations = 22 118		Observations = 2 111		Observations = 715	
	- Log L = 10 214		- Log L = 6 359		- Log L = 419		- Log L = 227	
	Pseudo R ² = 0,179		Pseudo R ² = 0,178		Pseudo R ² = 0,247		Pseudo R ² = 0,262	

*significatif au seuil de 1%; **significatif au seuil de 10%. Champ : salariés de 15-64 ans offrant un temps plein

Résultats du modèle d'accès aux positions hiérarchiques valorisées

Proportion de : Cadres (1) Prof. Inter (2) Emp/ouv (3) variables	Total 13,0% 22,7% 64,3%		Femmes 9,7% 22,9% 67,4%		Maghrébin(e)s 14,0% 18,9% 67,1%		Femmes maghrébines 12,2% 20,7% 67,1%	
	Coeff	Ecart type	Coeff	Ecart type	Coeff	Ecart type	Coeff	Ecart type
constante	-4,7418*	0,0918	-4,3114*	0,1389	-4,5123*	0,6060	-3,1517*	0,9332
constante 2	-3,4980*	0,0909	-2,9194*	0,1375	-3,4124*	0,6026	-1,8910**	0,9287
dipl1	3,6908*	0,0393	3,5535*	0,0671	3,7301*	0,2229	3,4749*	0,4083
dipl2	3,0125*	0,0269	3,0124*	0,0422	3,0249*	0,1215	2,9898*	0,1886
dipl3	2,0819*	0,0349	2,1554*	0,0505	2,1969*	0,1197	2,1393*	0,2451
dipl4	2,0848*	0,0244	2,0233*	0,0398	2,1616*	0,1518	1,9770*	0,1919
dipl5	1,5402*	0,0258	1,4768*	0,0414	1,6417*	0,1289	1,3504*	0,1897
dipl6	1,3532*	0,0269	1,2259*	0,0450	1,5493*	0,1123	1,1591*	0,2524
dipl7	0,7539*	0,0251	0,6193*	0,0430	1,0822*	0,1240	0,8443*	0,2135
dipl8	0,4151*	0,0234	0,3421*	0,0434	0,5846*	0,1123	0,3569**	0,2151
dipl9	0,8338*	0,0270	0,7176*	0,0447	1,0387*	0,1240	0,6447*	0,2128
dipl10	-0,0197	0,0305	-0,1040**	0,0525	0,3973*	0,1396	0,0224	0,2538
âge	0,0696*	0,00469	0,0310*	0,00701	0,0481**	0,0285	-0,0187	0,0432
âge ²	-0,00053*	0,000058	-0,00016**	0,000086	-0,00029	0,000325	0,000417	0,000497
anc	0,00548*	0,00199	0,00729*	0,00304	0,0155	0,00998	0,0297**	0,0161
anc ²	0,000322*	0,000062	0,000317*	0,000094	0,000185	0,000317	-0,00021	0,000512
idf	0,3044*	0,0139	0,3640*	0,021	0,2149*	0,0668	0,1864**	0,1043
com	-0,0264**	0,0163	0,0358	0,0303	-0,0507	0,0934	-0,1397	0,1854
esa	-0,0795*	0,0169	0,2188*	0,0278	0,0243	0,0932	0,0321	0,1678
serv	-0,0771*	0,0171	-0,0448	0,0305	-0,0170	0,0912	-0,0992	0,1782
adm	-0,1811*	0,0193	0,0705**	0,0325	-0,0326	0,1061	0,0140	0,1904
Prob simulée 1	13,1%		13,6%		14,5%		16,2%	
Prob simulée 2	22,4%		24,3%		21,5%		23,5%	
	Observations = 63 476		Observations = 29 782		Observations = 2 397		Observations = 956	
	- Log L = 38 825		- Log L = 16 702		- Log L = 1 369		- Log L = 531	
	Pseudo R ² = 0,309		Pseudo R ² = 0,324		Pseudo R ² = 0,334		Pseudo R ² = 0,348	

* significatif à moins de 1%; ** significatif à moins de 10%. Champ : salariés de 15-64 ans

Annexe 4 : résultats de l'analyse de la discrimination salariale

Résultats des équations de gains

Variable dépendante : log du salaire mensuel								
Variable	Total		Femmes		Maghrébin(e)s		Femmes maghrébines	
	coeff	T de St	coeff	T de St	coeff	T de St	coeff	T de St
constante	6,99404*	362,77	6,69875*	244,67	6,88675*	71,43	6,61580*	47,88
lnht	0,35137*	68,76	0,40467*	59,36	0,41965*	15,77	0,43456*	11,85
anc	0,01709*	34,86	0,01937*	25,98	0,02014*	8,05	0,02365*	5,63
anc ²	-0,00019*	-12,31	-0,00021*	-8,98	-0,00032*	-4,10	-0,00035*	-2,66
nae	0,01899*	40,13	0,02823*	38,10	0,01313*	7,89	0,02213*	7,37
cad	0,61729*	125,71	0,51831*	63,22	0,64266*	26,31	0,63352*	15,09
profint	0,25071*	69,31	0,24954*	44,75	0,27071*	13,41	0,30231*	9,25
T Plein	0,38973*	83,89	0,28664*	50,24	0,35328*	14,16	0,25107*	7,67
Cdi	0,10075*	21,75	0,08551*	12,79	0,05827*	2,57	0,03827	1,03
sud	0,08560*	16,38	0,07076*	9,16	0,04645*	2,57	0,01014	0,35
idf	0,05714*	14,79	0,05906*	9,46	0,04088**	2,31	0,09540*	3,30
com	-0,02761*	-7,10	-0,02973*	-4,30	-0,03860**	-1,85	-0,06563	-1,58
esa	-0,06642*	-15,45	-0,02655*	-4,04	-0,11050*	-4,75	-0,06580**	-1,67
serv	-0,07637*	-18,66	-0,10596*	-15,56	-0,08102*	-4,01	-0,08253**	-2,11
adm	-0,00765**	-1,61	-0,00571	-0,74	-0,05732**	-2,22	-0,08210**	-1,83
IMR	-0,70108*	-44,78	-0,55153*	-26,02	-0,43953*	-7,47	-0,20230*	-2,96
	Obs = 53 012 R ² = 0,665		Obs = 24 035 R ² = 0,677		Obs = 2 032 R ² = 0,699		Obs = 777 R ² = 0,737	

Note : * significatif au seuil de 1%; ** significatif au seuil de 10%. Champ : salariés de 15 à 64 ans

Proportions réelles et simulées (sans barrières discriminatoires)

proportions	Population totale		Femmes		Maghrébin(e)s		Maghrébines	
	réelles	simulées	réelles	simulées	réelles	simulées	réelles	simulées
cadres	12,57%	12,58%	9,20%	13,08%	13,88%	13,75%	11,71%	15,09%
Professions intermédiaires	22,12%	22,26%	21,93%	24,22%	18,11%	21,23%	19,31%	23,02%
cdi	87,08%	86,85%	86,11%	85,97%	84,69%	88,50%	84,43%	87,77%
Temps plein	83,68%	83,53%	69,45%	72,40%	83,27%	84,13%	65,12%	71,54%
Observations	53 012		24 035		2 032		777	

Décompositions

Décomposition de l'écart salarial	Femmes		Maghrébin(e)s		Maghrébines	
Ecart salarial estimé (en logs)	0,1671		0,0109		0,2017	
Ecart salarial estimé corrigé (en logs)	0,1727	100%	0,0159	100%	0,3026	100%
Décomposition 1						
Part expliquée par les différences	0,1196	69,3%	0,0065	40,9%	0,1419	46,9%
- de temps de travail	0,0904		0,0069		0,1248	
- de nombre d'années d'études	-0,0034		0,0212		0,0129	
- d'ancienneté	0,0022		-0,0097		0,0000	
- de types de contrat	0,0010		0,0024		0,0027	
- de positions hiérarchiques	0,0212		0,0020		0,0123	
- de secteurs d'activité	0,0090		0,0023		0,0115	
- de régions d'habitation	-0,0008		-0,0186		-0,0223	
Part non expliquée (discr pure)	0,0531	30,7%	0,0094	59,1%	0,1608	53,1%
Décomposition 2						
Part non discriminatoire	0,0782	45,3%	-0,0081	-50,9%	0,0801	26,5%
Discrimination (élargie)	0,0945	54,7%	0,0240	150,9%	0,2225	73,5%
dans l'accès au temps plein	0,0121		0,0039		0,0256	
dans l'accès au cdi	0,0001		0,0041		0,0036	
dans l'accès aux positions hiérarchiques	0,0292		0,0066		0,0325	
dans l'accès à la rémunération (pure)	0,0531		0,0094		0,1608	