

Discrimination intersectionnelle sexe/origine ethnique sur le marché du travail en France

Fatima Ait Ben Lmadani*, Marc-Arthur Diaye†
et Michal W. Urdanivia‡

19 janvier 2009

*Université de Paris VII, URMIS-Cnrs. Email : fatima_lmadani@orange.fr

†Centre d'Etudes de l'Emploi, Université d'Evry (EPEE) et Tepp (Cnrs FR no. 3126).
Email : marc-arthur.diaye@enpc.fr.

‡Centre d'Economie de la Sorbonne, Centre d'Etudes de l'Emploi et Université de Paris-Dauphine (Eurisco). Email : urdanivm@enpc.fr

Résumé

Nous examinons empiriquement dans cet article, dans le cas de la France, le problème de la discrimination intersectionnelle sexe/origine ethnique en tant que rapports sociaux de pouvoir. La base de données utilisée est l'enquête FQP 2003 (Formation Qualification Professionnelle) de l'INSEE dont l'une des originalités est d'inclure des informations sur la nationalité du père et la nationalité de la mère à la naissance. Nous construisons ainsi deux "groupes ethniques" : le groupe des individus de nationalité française à la naissance dont les deux parents sont de nationalité française à la naissance et celui des individus de nationalité française à la naissance dont au moins l'un des deux parents a, à la naissance, la nationalité d'un pays africain. Notre analyse empirique (qui prend en compte la participation à l'emploi salarié) conclut à une sous-additivité des rapports sociaux de pouvoir que sont le sexe et l'origine ethnique en matière de discrimination salariale, et à une sur-additivité dans la participation à l'emploi salarié, avec une discrimination salariale principalement liée à l'origine et une discrimination dans la participation à l'emploi salarié principalement liée au sexe.

Mots Clés : Intersectionnalité, discrimination multiple, discrimination multidimensionnelle, discrimination multicritère, rapport social de pouvoir.

Classification JEL : J15, J16, J71.

1 Introduction

Dans son article méthodologique sur l'intersectionnalité, Leslie McCall (2005) la définit comme l'une des contributions majeures des études sur les femmes.

Si l'on prend en particulier l'intersectionnalité des rapports sociaux de pouvoir que sont le genre et l'origine ethnique, l'on peut dire qu'elle trouve son origine dans la position des féministes noires américaines qui en insistant sur leur expérience en tant que femmes noires, ont remis en cause la prédétermination du rapport social de sexe sur les autres rapports (voir par exemple Bambara, 1970; Davis, 1981; Crenshaw, 1989; Collins 1989, 1990).

D'un point de vue opérationnel, l'intersectionnalité des rapports sociaux de pouvoir conduit au concept de désavantages multiples qui signifie que les rapports sociaux de pouvoir sont sur-additifs, c'est-à-dire qu'ils interagissent de manière croissante en défaveur des individus. Par exemple, dans le cas du sexe et de l'origine ethnique, (si l'on prend comme référence les hommes issus de la "majorité ethnique"), les désavantages nets (i.e. les avantages moins les désavantages) des femmes issues de "minorités ethniques" sont supérieurs à la somme des désavantages nets des femmes issues des "majorités ethniques" et des désavantages nets des hommes issus de "minorités ethniques". Les femmes issues de "minorités ethniques" subiraient ainsi simultanément trois désavantages liés respectivement au fait d'être une femme, au fait d'être issue d'une "minorité ethnique" et au fait d'être une femme issue d'une "minorité ethnique".

Si l'intérêt pour les études portant sur l'intersectionnalité du sexe et de l'origine ethnique est courant dans les pays anglo-saxons, il est récent dans le cas de la France. A l'origine de ce regain d'intérêt, il y a la commission européenne qui a produit un rapport recommandant (recommandation numéro 2) aux pays membres de l'union de prendre en compte à l'instar des Etats-Unis et du Canada, dans leurs lois, la discrimination intersectionnelle (Rapport de la commission européenne, Septembre 2007). La France vient ainsi via le Service des Droits des Femmes et de l'Egalité (qui dépend du ministère du Travail, des Relations sociales, de la Famille et de la Solidarité) et la HALDE (Haute Autorité de Lutte contre les Discriminations et pour l'Egalité) de lancer le 26 septembre 2008 le premier appel à projet français sur la question, avec pour thème : *"Discrimination multicritère à l'encontre des femmes immigrées ou issues de l'immigration sur le marché du travail"*. Le cahier des charges de l'appel à projet stipule par ailleurs que son objectif final est le *"développement d'un ensemble d'outils capables d'aider les acteurs de l'accompagnement vers et dans l'emploi à prévenir et lutter contre ces discriminations"*.

La question de l'intersectionnalité du sexe et de l'origine ethnique n'est pas politiquement neutre puisque la France se pose comme une république universaliste (par opposition à un modèle communautariste) et de ce point est contre toute politique de discrimination positive basée sur des critères ethniques. Or si la conséquence sur un individu de deux rapports sociaux pris ensembles est plus forte que la somme des conséquences des deux rapports sociaux pris séparément (sur-additivité) alors cela signifie que les politiques de lutte contre les discriminations, pour être efficaces, doivent être ciblées. Ce qui serait en

contradiction avec le modèle d'intégration Français.

Cette réticence (qui fait l'objet d'un large consensus dans la classe politique) est renforcée par l'histoire récente de la France. En effet, la discrimination positive envers un groupe ethnique nécessite de pouvoir identifier les membres de ce groupe. Ce qui implique le fichage de la population sur des critères ethniques et raciaux.

Dans cette perspective, la question à laquelle nous allons essayer dans cet article de répondre dans le cas français, est celle d'un modèle de stratification qui prenne en compte l'interaction entre les deux rapports de pouvoir de genre et de l'origine ethnique. Et pour ce faire, il nous a semblé légitime d'examiner les discriminations qui ont cours sur le marché du travail. La démarche que nous adoptons est certes courante en économie mais aussi dans d'autres disciplines telle la sociologie (voir l'article de synthèse de Browne et Misra, 2003).

Nous nous sommes particulièrement intéressés à la discrimination salariale (mais en prenant en compte la participation au marché du travail, c'est-à-dire l'accès à l'emploi salarié) et mobilisons pour cela l'enquête Formation Qualification Professionnelle (FQP 2003) de l'INSEE (Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques) dont l'une des originalités est qu'elle renseigne, pour chaque individu, la nationalité à la naissance de ses parents. A notre connaissance, en l'état actuel de la loi, il n'existe en France aucune enquête "représentative" disposant à la fois de variables explicites portant sur le groupe ethnique des individus et de *variables salariales* (voir Cusset 2006). L'autre grande source statistique qui aurait pu être mobilisée est l'Enquête Emploi 2006, mais elle ne contient pas plus d'information sur le groupe ethnique des individus que l'enquête FQP 2003.

Bien entendu, notre article ne porte pas stricto-sensu sur la discrimination salariale selon le sexe (voir Meurs et Ponthieux 2000 ; Petit 2006) ou selon l'origine ethnique (voir Aeberhardt et Pouget, 2007 ; Aeberhardt et al. 2007). Il s'agit d'un article de méthodologie dont le propos est de répondre dans le cas français aux deux questions suivantes : y a-t-il discrimination intersectionnelle du sexe et de l'origine ethnique ? si oui, est-elle sur-additive conformément au concept de désavantages multiples ?

Pour y répondre, deux difficultés se posent. La première porte sur la manière de saisir l'origine ethnique à travers notre base de données et la seconde porte sur la manière de tester empiriquement le concept d'intersectionnalité. Ce dernier problème est important et l'un des apports de notre article est de l'avoir résolu.

La suite de l'article est divisée en quatre sections. La section 2 est consacrée à la méthode économétrique permettant de tester la discrimination intersection-

nelle. La section 3 est consacrée à la présentation de l'enquête FQP 2003. Elle inclut aussi quelques éléments de statistiques descriptives. La section 4 présente les résultats des estimations économétriques et enfin la section 5 conclut.

2 Méthodologie économétrique

Deux types d'outils économétriques sont utilisés dans cet article pour analyser l'intersectionnalité du sexe et de l'origine ethnique en matière de discrimination salariale. Le premier outil permet (voir section 2.1) d'estimer la discrimination salariale à l'encontre, des hommes (de nationalité française à la naissance) d'origine africaine, des femmes (de nationalité française à la naissance) d'origine française, et des femmes (de nationalité française à la naissance) d'origine africaine, en prenant comme population de référence les hommes (de nationalité française à la naissance) d'origine française. Le deuxième outil économétrique (section 2.2) permet de tester l'intersectionnalité du sexe et de l'origine ethnique en matière de discrimination salariale.

2.1 Méthode d'estimation de la discrimination salariale

La méthodologie que nous retenons s'inscrit dans le cadre des méthodes initiées par Oaxaca (1973), Blinder (1973), et approfondies, entre autres, par Reimers (1983), Neumark (1988), et par Neuman et Oaxaca (2004). L'idée générale est de décomposer la différence moyenne observée des revenus salariaux en logarithme, entre deux groupes d'individus (par exemple : entre les hommes et les femmes, entre les individus d'origine française et les individus d'origine africaine,...). La décomposition comprend une partie due aux différences de caractéristiques (moyennes) entre les deux groupes, et une partie due aux différences de rendement salarial de ces caractéristiques. Dans la mesure où cette deuxième partie constitue une différence à caractéristiques productives similaires entre les deux groupes, elle est généralement interprétée comme une estimation de la part de la discrimination salariale dans la différence moyenne des revenus salariaux entre les deux groupes. En conséquence, l'un des points importants de la méthode est l'estimation des rendements des caractéristiques individuelles. Blinder (1973) et Oaxaca (1973) utilisent un modèle linéaire où le logarithme du salaire est régressé sur les caractéristiques individuelles. Neumark (1988) note néanmoins que cette méthode souffre du choix de la structure de salaire supposée exister en l'absence de discrimination. En outre, cette méthode d'estimation ne tient pas compte du biais de sélection qui peut affecter les résultats en raison de la non prise en compte des déterminants de la participation à l'emploi salarié. Tenant compte de ces remarques, nous adoptons ici la méthode proposée par Neuman et Oaxaca (2004) qui corrige du biais de sélection en utilisant un modèle Tobit de type 2. Nous tenons également compte de la remarque de Neumark dans le choix de la structure de salaire supposée exister en l'absence de discrimination en prolongeant sa méthode au cas d'un modèle Tobit de type 2. Nous résumons ci-après la méthode économétrique, à savoir le modèle Tobit de type 2 et la décomposition de la différence de salaires que nous utilisons. Ces points sont par ailleurs traités plus en détail dans l'annexe A.

Modèle Tobit de type 2 (rappel)

Soient deux groupes d'individus indicés par $g = 1, 0$, deux variables latentes y_{1ig}^* et y_{2ig}^* admettant les spécifications linéaires suivantes,

$$\begin{aligned} y_{1ig}^* &= x'_{1ig}\beta_{1g} + \epsilon_{1ig} \\ y_{2ig}^* &= x'_{2ig}\beta_{2g} + \epsilon_{2ig} \end{aligned} \quad (2.1)$$

Où pour l'individu $i = 1, \dots, N_g$ de l'échantillon de taille N_g , x_{1ig} et x_{2ig} sont des vecteurs de caractéristiques observables qui déterminent respectivement y_{1ig}^* et y_{2ig}^* ; β_{1g} et β_{2g} sont des vecteurs de paramètres à estimer; ϵ_{1ig} et ϵ_{2ig} des termes d'erreur potentiellement corrélés.

D'autre part, nous observons deux variables y_{1ig} et y_{2ig} , la première étant le logarithme du salaire de l'individu i et la deuxième une indicatrice égale à 1 si l'individu occupe un emploi salarié (son salaire est alors renseigné). Plus précisément, à y_{1ig}^* correspond la variable y_{1ig} définie par,

$$y_{1ig} = \begin{cases} y_{1ig}^* & \text{si } y_{2ig}^* > 0 \\ . & \text{sinon} \end{cases} \quad (2.2)$$

et à y_{2ig}^* correspond l'indicatrice y_{2ig} définie par,

$$y_{2ig} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{2ig}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (2.3)$$

Sous l'hypothèse que ϵ_{1ig} et ϵ_{2ig} suivent une loi normale bivariée, ce modèle peut être estimé par maximum de vraisemblance. Il est aussi possible de montrer (Heckman, 1979) que,

$$\begin{aligned} E[y_{1i}|y_{2i}^* > 0] &= E[x'_{1ig}\beta_{1g} + \epsilon_{1ig}|x'_{2ig}\beta_{2g} + \epsilon_{2ig}] \\ &= x'_{1ig}\beta_{1g} + \sigma_{12g}\lambda(x'_{2ig}\beta_{2g}) \end{aligned} \quad (2.4)$$

Où E est l'opérateur espérance mathématique, $\lambda(x'_{2ig}\beta_{2g}) = \frac{\phi(x'_{2ig}\beta_{2g})}{\Phi(x'_{2ig}\beta_{2g})}$, est l'inverse du ratio de Mills, ϕ et Φ sont respectivement, la densité et la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

Décomposition de la différence de salaires

Soient $\hat{\beta}_{1g}$, $\hat{\beta}_{2g}$, $\hat{\sigma}_{12g}$, et $\hat{\lambda}_{ig} = \frac{\phi(x'_{2ig}\hat{\beta}_{2g})}{\Phi(x'_{2ig}\hat{\beta}_{2g})}$ les estimateurs obtenus pour le modèle Tobit de type 2 précédent. Soient aussi $\tilde{\beta}_1$, $\tilde{\beta}_2$, $\tilde{\sigma}_{12}$, et $\tilde{\lambda}_i = \frac{\phi(x'_{2i}\tilde{\beta}_2)}{\Phi(x'_{2i}\tilde{\beta}_2)}$, les estimateurs obtenus en l'absence de discrimination. On montre alors sans difficulté (voir l'annexe A) que la différence moyenne des salaires en logarithme entre le groupe 1 et le groupe 0 admet la décomposition suivante,

$$\begin{aligned} \bar{y}_{11} - \bar{y}_{10} &= (\bar{x}_{11} - \bar{x}_{10})'\hat{\beta}_1 + [\bar{x}'_{11}(\hat{\beta}_{11} - \hat{\beta}_1) - \bar{x}'_{10}(\hat{\beta}_{10} - \hat{\beta}_1)] \\ &\quad + (\hat{\sigma}_{121}\bar{\lambda}_1 - \hat{\sigma}_{120}\bar{\lambda}_0) \end{aligned} \quad (2.5)$$

Où, pour $g = 1, 0$, $\bar{y}_{1g} = \frac{\sum_{i=1}^{N_g} y_{1ig}}{N_g}$, $\bar{x}_{1g} = \frac{\sum_{i=1}^{N_g} x_{1ig}}{N_g}$, $\bar{\lambda}_g = \frac{\sum_{i=1}^{N_g} \hat{\lambda}_{ig}}{N_g}$.

Dans (2.5) le premier terme $(\bar{x}_{11} - \bar{x}_{10})'\widehat{\beta}_1$ est la partie de la différence moyenne des salaires en logarithme due à des différences dans les caractéristiques (moyennes) entre le groupe 1 et le groupe 0.

Le deuxième terme $\bar{x}'_{11}(\widehat{\beta}_{11} - \widehat{\beta}_1) - \bar{x}'_{10}(\widehat{\beta}_{10} - \widehat{\beta}_1)$ est la partie due à des différences dans les rendements de ces caractéristiques tels que mesurés par les paramètres estimés. *Cette dernière partie est généralement interprétée comme une estimation de la discrimination salariale.*

Enfin, le troisième terme $\widehat{\sigma}_{121}\bar{\lambda}_1 - \widehat{\sigma}_{120}\bar{\lambda}_0$ résulte de la prise en compte des déterminants de la participation à l'emploi salarié (i.e, de la correction du biais de sélection).

En outre, on montre également que,

$$\begin{aligned} \widehat{\sigma}_{121}\bar{\lambda}_1 - \widehat{\sigma}_{120}\bar{\lambda}_0 &= \widehat{\sigma}_{12}(\bar{\lambda}_1^0 - \bar{\lambda}_0^0) + [\widehat{\sigma}_{12}(\bar{\lambda}_1 - \bar{\lambda}_1^0) - \widehat{\sigma}_{12}(\bar{\lambda}_0 - \bar{\lambda}_0^0)] \\ &\quad + [\bar{\lambda}_1(\widehat{\sigma}_{121} - \widehat{\sigma}_{12}) - \bar{\lambda}_0(\widehat{\sigma}_{120} - \widehat{\sigma}_{12})] \end{aligned} \quad (2.6)$$

$$\text{Où } \bar{\lambda}_g^0 = \frac{\sum_{i=1}^{N_g} \widehat{\lambda}_{ig}^0}{N_g}, \widehat{\lambda}_{ig}^0 = \frac{\phi(x'_{2ig}\widehat{\beta}_2)}{\Phi(x'_{2ig}\widehat{\beta}_2)}.$$

Dans (2.6) le premier terme mesure l'effet de la différence entre les deux groupes dans les caractéristiques qui déterminent la sélection, le deuxième terme (entre crochets) mesure l'effet de la différence dans les paramètres de l'équation de sélection, et le dernier terme (entre crochets) désigne l'effet de la différence dans la réaction du salaire en logarithme à la correction de la sélection.

2.2 Un test de l'intersectionnalité du sexe et de l'origine

Indiquons le sexe par $s_h = 1, 0$, avec $s_h = 1$ pour les hommes et $s_h = 0$ pour les femmes. De même, indiquons l'origine par $o_{fr} = 1, 0$, avec $o_{fr} = 1$ pour un individu d'origine française et $o_{fr} = 0$ pour un individu d'origine étrangère. D'après les paragraphes précédents, des estimations de la discrimination rencontrée par rapport aux hommes d'origine française, par les hommes d'origine étrangère, par les femmes d'origine française, et par les femmes d'origine étrangère, nous sont respectivement données par,

$$\begin{aligned} d_{10} &= [\bar{x}'_{111}(\widehat{\beta}_{110} - \widehat{\beta}_1) - \bar{x}'_{110}(\widehat{\beta}_{110} - \widehat{\beta}_1)] \\ d_{01} &= [\bar{x}'_{111}(\widehat{\beta}_{111} - \widehat{\beta}_1) - \bar{x}'_{101}(\widehat{\beta}_{101} - \widehat{\beta}_1)] \\ d_{00} &= [\bar{x}'_{111}(\widehat{\beta}_{111} - \widehat{\beta}_1) - \bar{x}'_{100}(\widehat{\beta}_{100} - \widehat{\beta}_1)] \end{aligned} \quad (2.7)$$

Où la modification dans la notation par rapport à (2.5) porte sur la définition de l'indice du groupe g avec $g = (s_h, o_{fr})$. En particulier, $g = 1$ pour $s_h = 1$ et $o_{fr} = 1$ (hommes d'origine française), et suivant le cas $g = 0$ pour $s_h = 1$ et $o_{fr} = 0$ (hommes d'origine étrangère), pour $s_h = 0$ et $o_{fr} = 1$ (femmes d'origine française), ou $s_h = 0$ et $o_{fr} = 0$ (femmes d'origine étrangère).

A partir de ces estimations de la discrimination, nous proposons les définitions suivantes de l'intersectionnalité, de la sur-additivité, et de la sous-additivité du sexe et de l'origine ethnique en matière de discrimination salariale.

Definition 1 : Intersectionnalité du sexe et de l'origine ethnique.

Soient d_{10} , d_{01} , d_{00} , les estimations de la discrimination salariale à l'encontre respectivement des hommes d'origine étrangère, des femmes d'origine française, et des femmes d'origine étrangère, en prenant comme groupe de référence les hommes d'origine française. On dira qu'il y a intersectionnalité du sexe et de l'origine ethnique en matière de discrimination salariale si :

$$d_{00} \neq d_{10} + d_{01}$$

Definition 2 : Sur-additivité, Sous-additivité et Additivité du sexe et de l'origine ethnique.

Soient d_{10} , d_{01} , d_{00} , les estimations de la discrimination salariale à l'encontre respectivement des hommes d'origine étrangère, des femmes d'origine française, et des femmes d'origine étrangère, en prenant comme groupe de référence les hommes d'origine française. La sur-additivité, la sous-additivité, et l'additivité du sexe et de l'origine ethnique en matière de discrimination salariale, sont définies par,

- Sur-additivité du sexe et de l'origine ethnique : $d_{00} > d_{10} + d_{01}$
- Sous-additivité du sexe et de l'origine ethnique : $d_{00} < d_{10} + d_{01}$ (2.8)
- Additivité du sexe et de l'origine ethnique : $d_{00} = d_{10} + d_{01}$

Dans ces deux définitions, le terme $d_{00} - d_{01}$ s'interprète comme l'accroissement de la discrimination rencontrée par les femmes d'origine étrangère par rapport à la discrimination rencontrée du seul fait du sexe qui est mesurée par la discrimination rencontrée par les femmes d'origine française par rapport aux hommes d'origine française. En cas de sur-additivité (respectivement sous-additivité) cet accroissement est supérieur (respectivement inférieur) à la discrimination que ces femmes rencontreraient si elles n'étaient caractérisées que par leur l'origine ethnique. Cette dernière étant mesurée par la discrimination rencontrée par les hommes d'origine étrangère par rapport aux hommes d'origine française.

3 Présentation des données

3.1 Echantillon étudiée

L'échantillon étudié est issu de la sixième version de l'enquête *Formation et Qualification Professionnelle* (FQP 2003) réalisée par l'INSEE. Le champ de cette enquête correspond à l'ensemble des personnes âgées de 18 à 65 ans et résidant en France métropolitaine. L'objectif principal de FQP est de fournir des informations précises autour de cinq volets qui portent sur *la mobilité professionnelle, la formation initiale, la formation continue, l'origine sociale, et les revenus du travail*. L'échantillon initial comprend 39285 observations.

Il n'existe pas en France d'informations directes sur l'origine ethnique ou sur la "race" des individus dans les enquêtes d'envergure *nationale* renseignant aussi sur le salaire des individus. Les seules informations que l'on peut au mieux légalement avoir, portent sur la nationalité à la naissance des individus, le pays de naissance des individus, la région de naissance des individus s'ils sont nés en France, sur la nationalité de leurs parents à leurs naissances et le pays de naissance des parents. Si bien que nous utiliserons la notion Canadienne de *minorité visible* afin de saisir *l'origine ethnique* des individus. Notons cependant que dans notre cas, la notion de minorité visible ne procède pas d'une auto-définition des individus enquêtés mais se base sur des critères "objectifs" définis par nous-mêmes, à partir des variables disponibles dans l'enquête.

Le critère "objectif" que nous avons choisi est la nationalité des parents à leurs naissances. Le principal inconvénient de ce critère est qu'on ne plus distinguer l'origine ethnique au delà de la deuxième génération. Autrement dit, notre groupe "majoritaire" inclura des individus qui se définiraient subjectivement comme appartenant à la "minorité ethnique". Cependant hormis le cas des antillais (que nous traitons en incluant dans nos regressions la variable "région de naissance"), cet inconvénient ne nous semble pas en être puisque l'immigration en France des populations originaires d'Afrique est suffisamment "récente" pour qu'il y ait peu d'individus issus de cette population qui soient français depuis trois générations. Rappelons par ailleurs que dans les ex-colonies ou protectorats, une infime partie seulement des "indigènes" avait accès à la nationalité française.

A partir de deux variables du volet origine sociale de FQP 2003 qui renseignent sur la nationalité du père à sa naissance et sur celle de la mère à sa naissance, nous avons construit une variable indicatrice de *l'origine française*. L'origine française est alors définie comme le fait d'avoir ses deux parents (père et mère) de nationalité française à leur naissance¹.

Ayant distingué deux groupes d'individus formés respectivement par les individus d'origine française, et par les individus d'origine étrangère, nous avons procédé à deux restrictions.

- D'une part, **l'échantillon a été restreint aux individus de nationalité française à leur naissance**².
- D'autre part, le groupe des individus d'origine étrangère a été restreint aux individus d'origine étrangère dont au moins l'un des deux parents est à sa naissance de nationalité d'un pays africain. Nous parlerons à leur propos d'individus d'*origine africaine*. L'objectif de cette dernière restriction est

¹Nous avons utilisé aussi une définition s'appuyant uniquement sur la nationalité du père à la naissance (en effet selon les travaux de testing -Duguet et al. 2007- une partie de la discrimination se fait sur la base du nom de famille). Les résultats que nous avons obtenus avec cette définition n'étaient toutefois pas sensiblement différents de ceux que nous présentons dans ce papier.

²Cette restriction est importante car la possession ou non de la nationalité française a un effet différencié sur la participation à l'emploi de deux individus ayant la même "origine ethnique" (Fougère et Safi, 2006).

de contruire un groupe d'individus qui constituerait une "approximation" d'une minorité visible³.

Notons par ailleurs que dans nos estimations nous tenons compte du lieu de naissance en distinguant (par le biais d'indicatrices de la région de naissance), les individus nés en France Métropolitaine, les individus nés dans les DOM-TOM, les individus nés à l'étranger.

Comme cela a été remarqué par Aeberhardt et al. (2007), une des difficultés lorsque l'on travaille sur le salaire à partir de l'enquête FQP 2003 tient au fait qu'il s'agit d'un salaire annuel portant sur l'année 2002 et qu'il est alors nécessaire d'établir la situation professionnelle des individus en 2002 à partir d'informations sur leur dernière situation professionnelle, sur leur trajectoire professionnelle, et sur leur trajectoire scolaire. Ces informations nous permettent d'identifier les individus qui en 2002 occupent un emploi salarié et les individus dont ce n'est pas le cas. Parmi ces derniers, il y a notamment des individus au chômage, des retraités, des individus en cours d'études, et d'autres inactifs. L'échantillon que nous étudions exclut les individus en cours d'études en 2002, et les retraités de 2003 ayant cessé de travailler avant 2002.

L'échantillon finalement étudié (voir le tableau 1 ci-dessous) est constitué de 27325 individus où : 12435 (45.51%) sont des hommes de nationalité française d'origine française, 411 (1.5%) sont des hommes de nationalité française d'origine africaine, 14022 (51.32%) sont des femmes de nationalité française d'origine française, 457 (1.67%) sont des femmes de nationalité française d'origine africaine.

³Nous avons fait des tests en élargissant la "minorité visible" aux personnes de nationalité française dont au moins l'un des deux parents est né au Cambodge, Laos, ou Vietnam. En termes qualitatifs (c'est-à-dire du point de vue de la discrimination intersectionnelle) les résultats ne sont pas différents de ceux que nous présentons ici.

Tableau 1. Structure de l'échantillon selon le sexe et l'origine

o_{fr}	s_h		
	0	1	Total
0	457 1.67	411 1.50	868 3.18
1	14022 ^a 51.32 ^b	12435 45.51	26457 96.82
Total	14479 52.99	12846 47.01	27325 100.00

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 27325.

Pour lecture :

s_h : indicatrice égale à 1 pour un homme, o_{fr} indicatrice égale à 1 si l'individu est d'origine française (le père et la mère sont de nationalité française à la naissance).

^a : effectif, ^b : pourcentage de l'effectif total (27325 observations).

Lecture : 14022 individus de l'échantillon étudié sont des femmes (i.e, $s_h = 0$) d'origine française (i.e, $o_{fr} = 1$) (père et mère de nationalité française à la naissance), soit 51.32% de l'effectif total de l'échantillon.

Comme tous nos individus sont tous de nationalité française, nous allons dans la suite de l'exposé parler simplement d'hommes d'origine française, d'hommes d'origine africaine, de femmes d'origine française et de femmes d'origine africaine.

3.2 Statistiques descriptives

Cette étude s'intéresse aux inégalités de salaires par rapport aux hommes d'origine française de trois groupes d'individus : les hommes d'origine africaine, les femmes d'origine française, et les femmes d'origine africaine. Nous distinguons aussi (par le biais du modèle Tobit de type 2), les individus ayant perçu un salaire en 2002 et les individus dont ce n'était pas le cas et qui n'étaient ni des retraités ni des étudiants non salariés. Le tableau A.1 dans l'annexe A fournit des statistiques descriptives sur le revenu salarial en fonction du sexe et de l'origine ethnique.

Nous allons maintenant comparer les hommes d'origine africaine, les femmes d'origine française, et les femmes d'origine africaine au groupe de référence composé des hommes d'origine française, notamment en ce qui concerne les revenus salariaux et la participation à l'emploi salarié (tableau A.2 dans l'annexe A).

Hommes d'origine française et hommes d'origine africaine

En moyenne les hommes salariés d'origine africaine perçoivent un salaire annuel de 18585 euro, contre 21405.5 euro pour les hommes salariés d'origine française (voir annexe A, tableau A.1), ce qui correspond à une différence des moyennes du salaire annuel en logarithme fortement significative (à moins de 5%) de 0.22 (tableau A.2 dans l'annexe A). Cette différence se réduit quand on considère le salaire annuel en équivalent temps plein mais demeure significative. Parmi les autres différences significatives entre les hommes salariés d'origine française et les hommes salariés d'origine africaine, on notera la part de salariés cadres et de salariés en contrat à durée indéterminée (CDI) qui sont toutes les

deux significativement différentes de zéro. Ainsi, la part des cadres et de salariés en CDI parmi les hommes salariés d'origine française sont respectivement de 0.192 (19.2 %), et de 0.858 (85.8%) contre 0.143 (14.3%), et 0.742 (74.2%) pour les hommes salariés d'origine africaine. On notera aussi une différence significative dans (annexe A, tableau A.2) :

- la part de salariés qui occupent un poste d'encadrement (cette part est de 0.298 pour les hommes salariés d'origine française et 0.201 pour les hommes salariés d'origine africaine),
- la part de salariés ayant les niveaux d'ancienneté les plus élevées (par exemple pour un niveau d'ancienneté de 10 à 20 ans, ou un niveau d'ancienneté de 20 ans ou plus, les parts de salariés sont respectivement 0.226 et 0.248 parmi les hommes salariés d'origine française, contre 0.137 et 0.103 parmi les hommes salariés d'origine africaine.

Une dernière différence qu'il convient de noter est la part d'individus qui occupent un emploi salarié. En effet, celle-ci est de 0.843 pour les hommes d'origine française (soit 10488 salariés sur l'échantillon formé de 12435 d'hommes d'origine française), et de 0.8 pour les hommes d'origine africaine (soit 324 salariés sur l'échantillon formé de 411 d'hommes d'origine africaine).

Hommes d'origine française et femmes d'origine française

En moyenne les femmes salariées d'origine française perçoivent un salaire annuel 15267.4 euro (voir annexe A, tableau A.1). La différence des moyennes du salaire annuel en logarithme par rapport aux hommes salariés d'origine française est fortement significative (à moins de 5%), en faveur de ces derniers, et de 0.3742 (annexe A, tableau A.2). Cette différence se réduit à 0.237 quand on considère le salaire annuel en équivalent temps plein mais demeure fortement significative. Cette réduction est d'ailleurs corrélée à une forte différence, par rapport aux hommes salariés d'origine française, dans la part de salariés à temps plein, qui est dans le cas des femmes salariées d'origine française de 0.687 (68.7%), et elle implique une différence fortement significative de 0.254 par rapport aux hommes salariés d'origine française (annexe A, tableau A.2). Parmi les autres différences observables par rapport aux hommes salariés d'origine française on note : une différence dans la part de cadres (0.076 en faveur des hommes salariés d'origine française), une différence dans la part de salariés qui occupent un poste d'encadrement (0.161 en faveur des hommes salariés d'origine française). Enfin, si nous considérons l'ensemble des hommes et femmes d'origine française on note une différence significative dans la part de salariés (dans la participation à l'emploi salarié), qui est de de 0.12, et fortement significative en faveur des hommes.

Hommes d'origine française et femmes d'origine africaine

Les différences par rapport aux hommes d'origine française sont ici beaucoup plus marquées que dans les deux cas précédents. En effet, avec un salaire annuel moyen de 12373.89 (voir annexe A, tableau A.1) euro, la différence des salaires en logarithme des femmes d'origine africaine par rapport aux hommes d'origine française est en moyenne de 0.592, fortement significative et en faveur des hommes d'origine française (voir annexe A, tableau A.2). Cette différence passe à 0.43 quand on considère le salaire en équivalent temps plein. En effet, la

part de femmes salariées dans un emploi à temps complet est de 0.717 à laquelle correspond une différence par rapport aux hommes salariés d'origine française fortement significative de 0.224 en faveur de ces derniers. Les autres différences significatives que nous observons par rapport aux hommes d'origine française et favorables à ces derniers sont : une différence dans la part de salariés en contrat à durée indéterminé pour le dernier emploi occupé, une différence dans la part de salariés qui occupent un poste d'encadrement, une différence dans la part de cadres parmi les salariés, une différence dans la part de salariés ayant les niveaux d'ancienneté les plus élevés, et une différence dans la part de salariés.

Sur la base de ces différences de salaires moyens par rapport aux hommes d'origine française, le groupe le moins bien loti est celui des femmes d'origine africaine, suivies des femmes d'origine française et enfin les hommes d'origine africaine. On ne peut néanmoins baser notre analyse sur ces différences moyennes puisqu'elles comprennent les différences de salaires dues à des différences de productivité. L'objet de la section qui suit est justement, à partir de l'équation (2.5) de la section 2.1 de décomposer cette différence moyenne de salaires en trois parties :

1. une différence due aux différences dans les caractéristiques entre les deux groupes comparés,
2. une différence dans les rendements de ces caractéristiques
3. et une différence qui résulte de la prise en compte de la participation à l'emploi salarié.

4 Les résultats

4.1 Tobit de type 2

Nous avons estimé un modèle Tobit de Type 2 par la méthode du maximum de vraisemblance et par la procédure en deux étapes de Heckman (1979). Le détail de ces résultats est donné dans l'annexe C où :

- les tableaux de la sous section C.1 concernent les estimations sur les hommes d'origine française,
- les tableaux de la sous section C.2 concernent les estimations sur les hommes d'origine africaine,
- les tableaux de la sous section C.3 concernent les estimations sur les femmes d'origine française,
- et les tableaux de la sous section C.4 concernent les estimations sur les femmes d'origine africaine.

Hommes d'origine française

Commençons par noter que d'une manière générale, par rapport à l'estimation par maximum de vraisemblance, la méthode en deux étapes fournit des paramètres estimés qui surestiment les effets des différentes variables explicatives de la participation à l'emploi salarié alors qu'ils sous-estiment les effets des variables explicatives du salaire. Néanmoins la significativité n'est généralement pas modifiée d'une méthode à l'autre. Ainsi, trois indicatrices mises à part

(une associée à la modalité "France métropolitaine" de la région de naissance, une associée à la modalité "BEPC" pour le niveau de diplôme, une associée la modalité "famille mono-parentale et au moins un enfant de moins de 6 ans" du type de famille), les autres variables retenues comme explicatives de la participation à l'emploi salarié présentent des paramètres estimés significativement différents de zéro (à moins de 1%, 5%, ou 10%). Il s'agit notamment d'indicatrices associées aux modalités de la zone de résidence, d'indicatrices associées aux modalités type de famille, d'indicatrices associées au niveau de diplôme, d'indicatrices associées au nombre de formations, de l'expérience potentielle et de son carré, et d'une indicatrice associée à l'existence d'un revenu non salarial. Dans le cas de l'équation de salaire nous notons que les différentes approximations du capital humain retenues comme variables explicatives du salaire en logarithme présentent de paramètres estimés significativement différents de zéro (à moins de 1%, 5%, ou 10%). C'est notamment le cas des indicatrices associées aux modalités du niveau du diplôme, des indicatrices associées aux modalités de l'ancienneté, ou des indicatrices associées aux modalités du nombre de formations (avec comme références, l'indicatrice associée à la modalité "aucun diplôme" pour le niveau du diplôme, l'indicatrice associée à la modalité "moins d'un an" pour l'ancienneté, l'indicatrice associée à la modalité "aucune formation" pour le nombre de formations), et de l'expérience potentielle. Ces variables ayant un effet positif sur le salaire en logarithme. Notons enfin que le fait que le paramètre estimé de l'inverse du ratio de Mills (qui correspond est une estimation de la covariance entre les termes d'erreur de l'équation de salaire et de l'équation de sélection) soit significativement différent de zéro (à 1%) va dans le sens d'une correction de l'impact des déterminants de la sélection sur le salaire.

Hommes d'origine africaine

De façon générale, la significativité des paramètres estimés ne diffère pas sensiblement d'une méthode à l'autre (méthode en deux étapes de Heckman ou maximum de vraisemblance). On note que le nombre de variables présentant des paramètres estimés significativement différents de zéro (à moins de 1%, 5%, ou 10%) est inférieur à celui noté dans le cas des hommes d'origine française. En particulier, pour ce qui est de l'équation de sélection des effets significativement différents de zéro sur la participation à l'emploi salarié sont obtenus pour : 3 indicatrices associées aux modalités du type de famille, 4 indicatrices associées aux modalités du niveau de diplôme, deux indicatrices associées aux modalités du nombre de formations, et une indicatrice d'un revenu non salarial. Pour ce qui est de l'équation de salaire, nous notons que parmi les approximations du capital humain, les indicatrices associées à l'ancienneté, et les indicatrices associées au nombre de formations présentent des effets sur le salaire significativement différents de zéro. Par contre, les effets des indicatrices du niveau de diplôme ne sont plus aussi nets, une seule d'entre elles ayant un effet significativement différent de zéro. Enfin, nous notons que le paramètre estimé de l'inverse du ratio de Mills n'est pas significativement différent de zéro indiquant qu'une correction de la sélection ne s'impose pas pour les hommes d'origine africaine.

Femmes d'origine française

Tant pour ce qui concerne l'équation de sélection que pour ce qui concerne l'équation de salaire, la significativité des paramètres estimés n'est pas sensiblement

modifiée d'une méthode à l'autre (méthode en deux étapes de Heckman ou maximum de vraisemblance). On note, dans le cas de l'équation de sélection, des effets significativement différents de zéro des indicatrices associées au type de famille, des indicatrices associées au niveau du diplôme, des indicatrices associées au nombre de formations, et de l'indicatrice de revenu non salarial. Dans le cas de l'équation de salaire, les indicatrices du nombre de formations mises à part, les autres approximations du capital humain présentent des paramètres estimés significativement différents de zéro. Il s'agit notamment des indicatrices du niveau du diplôme, des indicatrices de l'ancienneté, des indicatrices du nombre de formations, et de l'expérience potentielle. Enfin, la significativité du paramètre estimé de l'inverse du ratio de Mills va dans le sens d'une correction de la sélection.

Femmes d'origine africaine

Tout comme les estimations faites sur les populations précédentes, celles faites sur les femmes d'origine française fournissent des paramètres estimés dont la significativité n'est pas sensiblement modifiée selon la méthode d'estimation employée (méthode en deux étapes de Heckman, maximum de vraisemblance). On note aussi, tant pour ce qui concerne l'équation de sélection que pour ce qui concerne l'équation de salaire, un nombre plus faible de variables ayant des effets significativement différents de zéro sur la variable à expliquer (participation, salaire). En particulier, dans le cas de l'équation de sélection on obtient des paramètres estimés significativement différents de zéro pour certaines indicatrices du type de famille, certaines indicatrices du niveau du diplôme, ainsi que l'indicatrice de revenu non salarial. Dans le cas de l'équation de salaire, on note parmi les approximations du capital humain, des effets significativement différents de zéro pour les indicatrices de l'ancienneté, tandis que ni les indicatrices du diplôme, ni l'expérience potentielle n'ont des effets significatifs sur le salaire en logarithme. Enfin, l'effet de la prise en compte des déterminants de la participation à l'emploi salarié, soit le paramètre estimé de l'inverse du ratio Mills, est significativement différent de zéro et en valeur absolue plus élevé que ceux obtenus sur les autres populations. Ce qui semble indiquer que ces femmes sont fortement sélectionnées.

4.2 Discrimination salariale et intersectionnalité

Nous avons vu dans le tableau A.2 de l'annexe A, les différences moyennes de salaire des différents groupes (hommes d'origine africaine, femme d'origine française et femme d'origine africaine) par rapport aux hommes d'origine africaine. Le tableau 2 ci-dessous présente la décomposition des différences moyennes de salaire en une partie due aux différences de caractéristiques, une partie due aux différences dans le rendement de ces caractéristiques et une partie due à la prise en compte de la sélection (voir les équations (2.5) et (2.6) dans la section 2).

Les résultats sont obtenus à partir d'estimation d'un modèle Tobit de Type 2, en utilisant d'une part la méthode en deux étapes de Heckman, et d'autre part la méthode du maximum de vraisemblance.

Tableau 2. Décomposition de la différence moyenne des salaires observée par rapport aux hommes d'origine française

Hommes d'origine africaine						
Méthode :	Caractéristiques	Paramètres	Sélection			
			Total	(1)	(2)	(3)
MCO	0.15217	0.05410
Heckit	0.13876	0.12588	-0.05837	0.012504	0.011609	-0.08248
MV ^a	0.14587	0.07284	-0.01245	-0.008043	0.011608	-0.01602
Femmes d'origine française						
Méthode :	Caractéristiques	Paramètres	Sélection			
			Total	(1)	(2)	(3)
MCO	0.10958	0.12539
Heckit	0.10991	0.11859	0.00646	0.000080	0.026772	-0.02039
MV	0.10961	0.11543	0.00993	0.000015	0.001957	0.00796
Femmes d'origine africaine						
Méthode :	Caractéristiques	Paramètres	Sélection			
			Total	(1)	(2)	(3)
MCO	0.23063	0.19954
Heckit	0.20248	-0.03349	0.26118	0.034916	0.074459	0.15181
MV	0.20838	-0.06872	0.29664	-0.015003	0.034761	0.27688

Pour lecture :

(1) : effet de la différence entre les deux groupes dans les caractéristiques qui déterminent la sélection.

(2) : effet de la différence dans les paramètres de l'équation de sélection.

(3) : effet de la différence dans la réaction du salaire à la prise en compte de la sélection.

Lecture :

^a La différence moyenne de salaires en logarithme entre les hommes d'origine française et les hommes d'origine africaine qui est de 0.2063 se décompose en une partie expliquée par la différence de caractéristiques de 0.14587, une partie expliquée par la différence de rendements de ces caractéristiques (mesurés par leurs paramètres estimés) de 0.07284, et une partie résultant de la prise en compte des déterminants de la participation à l'emploi salarié de -0.01245.

Le tableau 2 donne aussi la décomposition obtenue dans le cadre d'un modèle linéaire ne comprenant que l'équation de salaire estimée sur l'échantillon des salariés.

Avant de procéder au commentaire de ces résultats, rappelons que l'estimation de la discrimination salariale est donnée par la partie de la différence moyenne des salaires en logarithme expliquée par les différences dans les rendements (salariaux) des caractéristiques individuelles, qui sont mesurés par les paramètres estimés des équations de salaire.

Selon la population considérée, l'importance de la discrimination dans la différence moyenne de salaires par rapport aux hommes d'origine française n'est pas la même. En outre, dans le cas des deux populations d'origine africaine (hommes et femmes respectivement) l'estimation de la discrimination diffère selon que les paramètres estimés sont obtenus par la méthode en deux étapes de Heckman ou bien par maximum de vraisemblance et par conséquent, il convient de considérer l'estimation obtenue par cette deuxième méthode qui fournit des estimateurs efficaces (et non seulement convergents). Dans ce cas, la différence moyenne de salaires à laquelle est associée l'estimation de la discrimination salariale la plus importante est celle des femmes d'origine française, suivie de celle des hommes d'origine africaine, et de celle des femmes d'origine africaine.

Comme cela est indiqué dans le tableau 3, ces estimations de la discrimination nous amènent à conclure à une sous-additivité du sexe et de l'origine en matière de discrimination salariale.

Il convient néanmoins de noter l'importance jouée par la prise en compte de la sélection. En effet, si nous décomposons, selon l'équation (2.6) (voir le tableau 2), la part de la différence moyenne de salaires due à la prise en compte de la sélection alors l'on remarque que la différence dans les paramètres $\widehat{\sigma}_{12}(\widehat{\lambda}_1 - \widehat{\lambda}_1^0) - \widehat{\sigma}_{12}(\widehat{\lambda}_0 - \widehat{\lambda}_0^0)$ la plus importante est celle des femmes d'origine africaine, suivie de celle des femmes d'origine française, et de celle des hommes d'origine africaine.

Or cette différence dans les paramètres peut être considérée comme une mesure de la discrimination dans la participation à l'emploi salarié. Cela nous amène à conclure à une sur-additivité du sexe et de l'origine ethnique en matière d'accès à l'emploi salarié.

Tableau 3. Sur-additivité/sous-additivité du sexe et de l'origine ethnique.

Méthode	Salaires	Participation
MCO	sur-additivité	
Heckit	sous-additivité	sur-additivité
MV	sous-additivité	sur-additivité

Pour lecture :

MCO : estimation de l'équation de salaire sur l'échantillon des salariés.

Heckit : estimation du Tobit de type 2 par la méthode en deux étapes de Heckman.

MV : estimation du Tobit de type 2 par maximum de vraisemblance.

Lecture :

Sur la base des paramètres estimés par la méthode du maximum de vraisemblance et de la décomposition de la différence moyenne des salaires donnée par les équations (2.5) et (2.6), on conclut à une sous-additivité du sexe et de l'origine ethnique en matière de discrimination salariale et à une sur-additivité dans les déterminants de la participation à l'emploi salarié.

Ces résultats montrent que le problème de la discrimination intersectionnelle sur le marché du travail est bien réel. Ils contiennent une bonne nouvelle à savoir que la discrimination intersectionnelle sexe/origine ethnique est, en France, sous-additive en matière salariale, c'est-à-dire que sexe et origine ethnique se cumulent certes mais en faveur des femmes issues de minorité ethnique. La mauvaise nouvelle est que cette sur-additivité en termes salariaux semble être due au fait que ces femmes sont fortement sélectionnées. En effet nos résultats montrent que la discrimination intersectionnelle sexe/origine ethnique est sur-additive en matière d'accès à l'emploi salarié, c'est-à-dire que sexe et origine ethnique se cumulent en défaveur des femmes issues de minorité ethnique.

Une implication de nos résultats est que les politiques d'égalité salariale homme/femme peuvent être globales, c'est-à-dire sans prise en compte spécifique de l'origine ethnique, alors que les politiques de lutte contre la discrimination à l'accès à l'emploi doivent être ciblées, en particulier sur les femmes issues de minorité ethnique.

5 Conclusion

Nous posons dans cet article la question de la réalité de la discrimination intersectionnelle (notamment en ce qui concerne le sexe et l'origine ethnique) sur le marché du travail. Nous proposons à cet effet un test statistique à partir de l'enquête FQP 2003 dont les informations nous permettent de distinguer les individus selon le sexe et l'origine ethnique. Nos résultats indiquent une sous-additivité du sexe et de l'origine ethnique en matière de discrimination salariale et une sur-additivité dans les déterminants de la participation à l'emploi salarié.

Annexes

A Salaire

Tableau A.1. Salaire perçu en 2002

Groupe : Ensemble					
Variable	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
sal02	21243	18311.29	13085.98	112.0000000	121959.00
log(sal02)	21243	9.5791610	0.7505025	4.7184989	11.7114402
saletp02	21243	19672.42	13678.72	1116.00	121960.00
log(saletp02)	21243	9.6840043	0.6738806	7.0175061	11.7114484
Groupe : Hommes ($s_h=1$)					
Variable	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
sal02	10817	21319.78	14509.67	300.0000000	121959.00
log(sal02)	10817	9.7623342	0.6870399	5.7037825	11.7114402
saletp02	10817	21844.34	14753.27	1128.00	121960.00
log(saletp02)	10817	9.7988108	0.6534111	7.0282014	11.7114484
Groupe : Femmes ($s_h=0$)					
Variable	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
sal02	10426	15189.97	10552.88	112.0000000	121305.00
log(sal02)	10426	9.3891182	0.7661763	4.7184989	11.7060633
saletp02	10426	17419.04	12060.48	1116.00	121960.00
log(saletp02)	10426	9.5648923	0.6741524	7.0175061	11.7114484
Groupe : Hommes d'origine française ($s_h = 1, o_{fr} = 1$)					
Variable	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
sal02	10488	21405.56	14430.15	300.0000000	121959.00
log(sal02)	10488	9.7691480	0.6820994	5.7037825	11.7114402
saletp02	10488	21923.41	14653.50	1128.00	121960.00
log(saletp02)	10488	9.8050844	0.6493863	7.0282014	11.7114484
Groupe : Hommes d'origine africaine ($s_h = 1, o_{fr} = 0$)					
Variable	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
sal02	329	18585.12	16643.59	500.0000000	120000.00
log(sal02)	329	9.5451202	0.8005752	6.2146081	11.6952470
saletp02	329	19323.88	17480.19	1250.00	120000.00
log(saletp02)	329	9.5988194	0.7446607	7.1308988	11.6952470
Groupe : Femmes d'origine française ($s_h = 0, o_{fr} = 1$)					
Variable	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
sal02	10147	15267.40	10609.65	112.0000000	121305.00
log(sal02)	10147	9.3949368	0.7647222	4.7184989	11.7060633
saletp02	10147	17503.22	12119.96	1116.00	121960.00
log(saletp02)	10147	9.5701160	0.6732990	7.0175061	11.7114484
Groupe : Femmes d'origine africaine ($s_h = 0, o_{fr} = 0$)					
Variable	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
sal02	279	12373.89	7729.46	579.0000000	41532.00
log(sal02)	279	9.1775016	0.7900641	6.3613025	10.6342195
saletp02	279	14357.67	9155.50	1158.00	82575.00
log(saletp02)	279	9.3749099	0.6788716	7.0544497	11.3214623

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 27325.

Pour lecture :

- s_h : indicatrice égale à 1 si c'est un homme, 0 si c'est une femme.
- o_{fr} : indicatrice égale à 1 si l'individu est d'origine française (père et mère de nationalité française à la naissance), 0 sinon.
- sal02 : Salaire perçu en 2002.
- log(sal02) : Logarithme de sal02.
- saletp02 : Salaire en équivalent temps plein perçu en 2002.
- log(saletp02) : Logarithme de saletp02.

Lecture : Le salaire moyen en 2002 calculé sur l'ensemble de l'échantillon est de 18311.29 euro.

Tableau A.2. Différences par rapport aux hommes d'origine française

	Hommes d'origine africaine	Femmes d'origine française	Femmes d'origine africaine
Moyenne du salaire annuel en logarithme ^a	0.224***	0.3742***	0.5916***
Moyenne du salaire annuel en équivalent temps plein en logarithme ^a	0.2063***	0.235 ***	0.4302***
Part de cadres ^a	0.0496**	0.0759 ***	0.1171***
Part de diplômés du supérieur ^a	-0.028 ^{ns}	-0.01 *	0.0257 ^{ns}
Part de CDD ^a	0.1161***	0.0163***	0.123***
Part de temps complet uniquement ^a	0.008 ^{ns}	0.254***	0.224***
Part de postes d'encadrement ^a	0.097***	0.161***	0.179***
Part de salariées ayant une ancienneté de 10 à moins 20 ans ^a	0.09***	0.006 ^{ns}	0.069***
Part de salariées ayant une ancienneté de 20 ans ou plus ^a	0.145***	0.033***	0.184***
Part de salariés en 2002 ^b	0.0851**	0.1198***	0.2329***

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Pour lecture :

^a Valeurs moyennes calculées sur l'échantillon formé des salariés (**20591 observations**).

^b Valeurs moyennes calculées sur l'ensemble de l'échantillon (**27325 observations**).

*** si $p - value < 0.01$, ** si $0.01 \geq p - value < 0.05$, * si $0.05 \geq p - value < 0.1$, ^{ns} (non significatif) autrement.

Lecture :

D'après la deuxième ligne l'écart entre la moyenne du salaire annuel en logarithme des hommes d'origine française et celle des hommes d'origine africaine est de 0.224, et il est significatif.

B Variables explicatives

Tableau B.1. Variables explicatives

Nom de la variable	Détails	
<i>resid</i> : zone de résidence	Modalités : 1 : Unité urbaine de moins de 100000 habitants 2 : Unité urbaine de 100000 à moins de 200000 habitants 3 : Unité urbaine de 200000 à moins de 2000000 habitants 4 : Agglomération parisienne 5 : Unité urbaine de moins de 100000 habitants, classée en <i>zus</i> 6 : Unité urbaine de 100000 à moins de 200000 habitants, classée en <i>zus</i> 7 : Unité urbaine de 200000 à moins de 2000000 habitants, classée en <i>zus</i> 8 : Agglomération parisienne, classée en <i>zus</i>	Indicatrices <i>resid</i> ₁ <i>resid</i> ₂ <i>resid</i> ₃ <i>resid</i> ₄ <i>resid</i> ₅ <i>resid</i> ₆ <i>resid</i> ₇ <i>resid</i> ₈
<i>rgnai2</i> : région de naissance	Modalités : fm : né en France métropolitaine dt : né dans un DOM-TOM hf : né à l'étranger	Indicatrices <i>rgnai2</i> _{fm} <i>rgnai2</i> _{dt} <i>rgnai2</i> _{hf}
<i>typfam</i> : type de ménage	Modalités : 1 : ménage d'une seule personne 2 : ménage de plus d'une personne, sans famille 3 : famille monoparentale et enfants de plus de 6 ans 4 : couple sans enfant 5 : couple avec enfants de plus de 6 ans 6 : famille monoparentale et au moins un enfant de moins de 6 ans 7 : couple avec enfants de moins de 6 ans	Indicatrices <i>typfam</i> ₁ <i>typfam</i> ₂ <i>typfam</i> ₃ <i>typfam</i> ₄ <i>typfam</i> ₅ <i>typfam</i> ₆ <i>typfam</i> ₇
<i>gspder</i> : groupe socioprofessionnel au dernier emploi	Modalités : 1 : agriculteur exploitant 2 : artisan, commerçant, chef d'entreprise 3 : cadre et profession intellectuelle supérieure 4 : profession intermédiaire 5 : employé 6 : ouvrier qualifié 7 : ouvrier non qualifié	Indicatrices <i>gspder</i> ₁ <i>gspder</i> ₂ <i>gspder</i> ₃ <i>gspder</i> ₄ <i>gspder</i> ₅ <i>gspder</i> ₆ <i>gspder</i> ₇
<i>ddiplh</i> _{num2} : niveau de diplôme	Modalités : 1 : Diplôme supérieur 3 : Baccalauréat + 2 ans 4 : Baccalauréat ou brevet professionnel 5 : CAP, BEP 6 : BEPC seul 7 : aucun diplôme	Indicatrices <i>ddiplh</i> _{num21} <i>ddiplh</i> _{num23} <i>ddiplh</i> _{num24} <i>ddiplh</i> _{num25} <i>ddiplh</i> _{num26} <i>ddiplh</i> _{num27}
<i>contrat</i> : type de contrat au dernier emploi	Modalités : 1 : contrat à durée indéterminée 2 : contrat à durée déterminée 3 : contrat d'intérim ou temporaire 4 : contrat d'apprentissage	Indicatrices <i>contrat</i> ₁ <i>contrat</i> ₃ <i>contrat</i> ₃ <i>contrat</i> ₄

Tableau B.1 (suite). Variables explicatives

Nom de la variable	Détails	
<i>nacs</i> : temps de travail	Modalités : 1 : à temps complet uniquement 2 : à temps partiel uniquement 3 : en partie à temps complet/en partie à temps partiel	Indicatrices <i>nacs</i> ₁ <i>nacs</i> ₂ <i>nacs</i> ₃
<i>encad</i> : exercice d'une activité d'encadrement pour le dernier emploi	Modalités : 1 : Oui 2 : Non	Indicatrices <i>encad</i> ₁ <i>encad</i> ₂
<i>chpub</i> : statut du dernier emploi	Modalités : 1 : salarié mais chef de sa propre entreprise 2 : salarié de l'État ou des collectivités locales 3 : autre salarié	Indicatrices <i>chpub</i> ₁ <i>chpub</i> ₂ <i>chpub</i> ₃
<i>ancr03</i> : ancienneté au dernier emploi	Modalités : 0 : moins d'1 an 1 : de 1 an à moins de 5 ans 2 : de 5 ans à moins de 10 ans 3 : de 10 ans à moins de 20 ans 4 : 20 ans ou plus	Indicatrices <i>ancr03</i> ₁ <i>ancr03</i> ₁ <i>ancr03</i> ₂ <i>ancr03</i> ₃ <i>ancr03</i> ₄
<i>nsent2</i> : nombre de salariés de l'entreprise dans le dernier emploi	Modalités : 1 : moins de 99 salariés 2 : de 100 à 499 salariés 3 : de 500 à plus de 500 salariés	Indicatrices <i>nsent2</i> ₁ <i>nsent2</i> ₂ <i>nsent2</i> ₃
<i>nafg4</i> : secteur d'activité	Modalités : 00 : inconnu ES : agriculture ET : industrie EU : construction EV : tertiaire	Indicatrices <i>nafg4</i> ₀₀ <i>nafg4</i> _{ES} <i>nafg4</i> _{ET} <i>nafg4</i> _{EU} <i>nafg4</i> _{EV0}
<i>nbform3</i> : nombre de formations	Modalités : 0 : aucune formation 1 : 1 à 3 formations 2 : 4 ou plus de 4 formations	Indicatrices <i>nbform3</i> ₀ <i>nbform3</i> ₁ <i>nbform3</i> ₂
<i>pexp</i> : expérience potentielle	= 2002 - année de fin d'études	
<i>benred_{tr}</i> : revenus non salariaux	Modalités : 1 : ne perçoit pas de revenu non salarial 2 : de 0 à moins de 7395 euro 3 : de 7395 à moins de 14566 euro 4 : de 14566 à moins de 27441 euro 5 : 27441 euro et plus	Indicatrices <i>benred</i> ₁ <i>benred</i> ₂ <i>benred</i> ₃ <i>benred</i> ₄ <i>benred</i> ₅

C Résultats des estimations du Tobit de type 2 par les méthodes de Heckman et Maximum de vraisemblance

C.1 Hommes d'origine française

Tableau C.1. Hommes d'origine française : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode de Heckman)

Variable	Equation de sélection (Probit)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	-2.22	0.143	-15.6	0.000
<i>resid</i> ₁	0.286	0.073	3.917	0.000
<i>resid</i> ₂	0.366	0.108	3.387	0.001
<i>resid</i> ₃	0.221	0.080	2.762	0.006
<i>resid</i> ₄	0.326	0.089	3.678	0.000
<i>rgnai2_{fm}</i>	0.089	0.088	1.003	0.316
<i>typfam</i> ₃	-0.225	0.079	-2.85	0.004
<i>typfam</i> ₄	0.341	0.054	6.316	0.000
<i>typfam</i> ₅	0.336	0.050	6.672	0.000
<i>typfam</i> ₆	-0.382	0.295	-1.30	0.195
<i>typfam</i> ₇	0.375	0.063	5.956	0.000
<i>ddiplh_{num}21</i>	0.350	0.067	5.215	0.000
<i>ddiplh_{num}23</i>	0.325	0.075	4.346	0.000
<i>ddiplh_{num}24</i>	0.224	0.061	3.655	0.000
<i>ddiplh_{num}25</i>	0.214	0.045	4.761	0.000
<i>ddiplh_{num}26</i>	0.085	0.075	1.126	0.260
<i>nbform</i> ₃₁	0.455	0.039	11.52	0.000
<i>nbform</i> ₃₂	0.872	0.084	10.34	0.000
<i>pexp</i>	0.024	0.006	4.317	0.000
<i>pexp</i> ²	-0.001	0.000	-8.17	0.000
<i>benred</i> ₀₁	2.775	0.057	48.28	0.000
Equation de salaire (Moindres Carrés Ordinaires -MCO)				
Variable	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	9.111	0.156	58.34	0.000
<i>resid</i> ₁	0.009	0.025	0.380	0.704
<i>resid</i> ₂	0.010	0.032	0.306	0.760
<i>resid</i> ₃	0.017	0.026	0.650	0.516
<i>resid</i> ₄	0.153	0.028	5.498	0.000
<i>rgnai2_{fm}</i>	-0.024	0.026	-0.895	0.371
<i>nacs</i> ₁	-0.071	0.021	-3.30	0.001
<i>contrat</i> ₁	0.265	0.017	15.19	0.000
<i>nafg4_{ev}</i>	-0.023	0.011	-1.99	0.047
<i>nsent</i> ₂₂	0.040	0.016	2.532	0.011
<i>nsent</i> ₂₃	0.099	0.012	8.121	0.000
<i>encad</i> ₁	0.087	0.012	7.551	0.000
<i>chpub</i> ₂	-0.025	0.014	-1.78	0.075
<i>gspder</i> ₂	0.494	0.034	14.38	0.000
<i>gspder</i> ₃	0.321	0.017	19.34	0.000
<i>gspder</i> ₅	-0.151	0.017	-8.79	0.000
<i>gspder</i> ₆	-0.147	0.015	-9.79	0.000
<i>gspder</i> ₇	-0.263	0.021	-12.8	0.000
<i>ddiplh_{num}21</i>	0.332	0.024	13.96	0.000
<i>ddiplh_{num}23</i>	0.220	0.022	9.957	0.000
<i>ddiplh_{num}24</i>	0.172	0.019	8.910	0.000
<i>ddiplh_{num}25</i>	0.063	0.015	4.081	0.000
<i>ddiplh_{num}26</i>	0.106	0.023	4.565	0.000

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 12435 hommes d'origine française.

Tableau C.1 (suite). Hommes d'origine française : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode de Heckman)

Variable	Equation de salaire (MCO)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>ancr03₁</i>	0.250	0.019	13.43	0.000
<i>ancr03₂</i>	0.290	0.021	13.66	0.000
<i>ancr03₃</i>	0.317	0.021	15.02	0.000
<i>ancr03₄</i>	0.363	0.023	15.81	0.000
<i>nbform3₁</i>	0.013	0.013	0.967	0.334
<i>nbform3₂</i>	0.062	0.021	3.014	0.003
<i>pexp</i>	0.033	0.002	17.75	0.000
<i>pexp²</i>	-0.001	0.000	-11.9	0.000
<i>benred₀₁</i>	-0.265	0.123	-2.15	0.031
λ	-0.290	0.076	-3.80	0.000
σ_1^2	0.261	.	.	.

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 12435 hommes d'origine française.

Tableau C.2. Hommes d'origine française : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode du maximum de vraisemblance)

Variable	Equation de salaire (MV)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	8.637	0.086	100.1	0.000
<i>resid₁</i>	0.032	0.024	1.319	0.187
<i>resid₂</i>	0.036	0.031	1.150	0.250
<i>resid₃</i>	0.035	0.025	1.390	0.165
<i>resid₄</i>	0.176	0.027	6.471	0.000
<i>rgnai2_{fm}</i>	-0.019	0.026	-0.741	0.459
<i>nacs₁</i>	-0.070	0.021	-3.26	0.001
<i>contrat₁</i>	0.265	0.017	15.20	0.000
<i>nafg4_{ev}</i>	-0.023	0.011	-2.01	0.045
<i>nsent2₂</i>	0.039	0.016	2.467	0.014
<i>nsent2₃</i>	0.099	0.012	8.097	0.000
<i>encad₁</i>	0.088	0.012	7.609	0.000
<i>chpub₂</i>	-0.025	0.014	-1.79	0.073
<i>gspder₂</i>	0.494	0.034	14.40	0.000
<i>gspder₃</i>	0.322	0.017	19.42	0.000
<i>gspder₅</i>	-0.153	0.017	-8.86	0.000
<i>gspder₆</i>	-0.147	0.015	-9.84	0.000
<i>gspder₇</i>	-0.264	0.021	-12.9	0.000
<i>ddiplh_{num21}</i>	0.354	0.023	15.42	0.000
<i>ddiplh_{num23}</i>	0.240	0.021	11.25	0.000
<i>ddiplh_{num24}</i>	0.189	0.019	10.12	0.000
<i>ddiplh_{num25}</i>	0.080	0.015	5.548	0.000
<i>ddiplh_{num26}</i>	0.116	0.023	5.025	0.000
<i>ancr03₁</i>	0.250	0.019	13.46	0.000
<i>ancr03₂</i>	0.290	0.021	13.65	0.000
<i>ancr03₃</i>	0.317	0.021	15.00	0.000
<i>ancr03₄</i>	0.366	0.023	15.96	0.000
<i>nbform3₁</i>	0.040	0.011	3.496	0.000
<i>nbform3₂</i>	0.101	0.018	5.699	0.000
<i>pexp</i>	0.035	0.002	20.40	0.000
<i>pexp²</i>	-0.001	0.000	-16.2	0.000
<i>benred₀₁</i>	0.116	0.065	1.779	0.075

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 12435 hommes d'origine française.

Tableau C.2 (suite). Hommes d'origine française : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode du maximum de vraisemblance)

Variable	Equation de sélection (MV)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	-2.23	0.143	-15.6	0.000
<i>resid</i> ₁	0.286	0.073	3.916	0.000
<i>resid</i> ₂	0.366	0.108	3.389	0.001
<i>resid</i> ₃	0.223	0.080	2.788	0.005
<i>resid</i> ₄	0.331	0.089	3.736	0.000
<i>rgnai</i> _{2fm}	0.087	0.089	0.978	0.328
<i>typfam</i> ₃	-0.232	0.079	-2.93	0.003
<i>typfam</i> ₄	0.346	0.054	6.393	0.000
<i>typfam</i> ₅	0.339	0.050	6.721	0.000
<i>typfam</i> ₆	-0.391	0.296	-1.32	0.186
<i>typfam</i> ₇	0.380	0.063	6.031	0.000
<i>ddiplh</i> _{num21}	0.350	0.067	5.205	0.000
<i>ddiplh</i> _{num23}	0.323	0.075	4.325	0.000
<i>ddiplh</i> _{num24}	0.224	0.061	3.645	0.000
<i>ddiplh</i> _{num25}	0.214	0.045	4.741	0.000
<i>ddiplh</i> _{num26}	0.085	0.075	1.125	0.260
<i>nbform</i> ₃₁	0.456	0.039	11.54	0.000
<i>nbform</i> ₃₂	0.872	0.084	10.32	0.000
<i>pexp</i>	0.024	0.006	4.328	0.000
<i>pexp</i> ²	-0.001	0.000	-8.16	0.000
<i>benred</i> ₀₁	2.775	0.057	48.27	0.000
σ_1	0.493	0.003	143.0	0.000
ρ_{12}	-0.076	0.064	-1.18	0.239

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 12435 hommes d'origine française.

C.2 Hommes d'origine africaine

Tableau C.3. Hommes d'origine africaine : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode de Heckman)

Variable	Equation de sélection (Probit)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	-2.61	0.557	-4.68	0.000
<i>resid</i> ₁	0.332	0.253	1.309	0.191
<i>resid</i> ₂	0.096	0.429	0.224	0.823
<i>resid</i> ₃	0.099	0.247	0.399	0.690
<i>resid</i> ₄	0.145	0.228	0.638	0.523
<i>rgnai</i> _{2fm}	0.322	0.205	1.572	0.116
<i>typfam</i> ₃	0.360	0.372	0.967	0.334
<i>typfam</i> ₄	0.741	0.304	2.441	0.015
<i>typfam</i> ₅	0.580	0.236	2.459	0.014
<i>typfam</i> ₆	-6.31	3482	-0.002	0.999
<i>typfam</i> ₇	1.215	0.278	4.373	0.000
<i>ddiplh</i> _{num21}	1.097	0.341	3.222	0.001
<i>ddiplh</i> _{num23}	1.054	0.524	2.012	0.044
<i>ddiplh</i> _{num24}	0.860	0.329	2.613	0.009
<i>ddiplh</i> _{num25}	0.444	0.210	2.116	0.034
<i>ddiplh</i> _{num26}	0.294	0.340	0.863	0.388
<i>nbform</i> ₃₁	0.341	0.189	1.806	0.071
<i>nbform</i> ₃₂	1.474	0.723	2.039	0.041
<i>pexp</i>	-0.025	0.025	-1.02	0.309
<i>pexp</i> ²	0.000	0.001	0.921	0.357
<i>benred</i> ₀₁	2.413	0.411	5.871	0.000

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 411 hommes d'origine africaine.

Tableau C.3 (suite). Hommes d'origine africaine : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode de Heckman)

Variable	Equation de salaire (MCO)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	8.132	0.538	15.12	0.000
<i>resid</i> ₁	-0.020	0.108	-0.189	0.850
<i>resid</i> ₂	-0.029	0.170	-0.172	0.864
<i>resid</i> ₃	-0.109	0.105	-1.03	0.301
<i>resid</i> ₄	0.150	0.103	1.458	0.145
<i>rgnai2_{fm}</i>	0.013	0.078	0.163	0.870
<i>nacs</i> ₁	-0.023	0.143	-0.160	0.873
<i>contrat</i> ₁	0.118	0.096	1.236	0.216
<i>nafg4_{ev}</i>	-0.102	0.084	-1.20	0.229
<i>nsent2</i> ₂	-0.115	0.108	-1.07	0.287
<i>nsent2</i> ₃	-0.073	0.081	-0.909	0.364
<i>encad</i> ₁	0.073	0.094	0.777	0.437
<i>chpub</i> ₂	-0.034	0.100	-0.338	0.735
<i>gspder</i> ₂	-0.148	0.238	-0.621	0.535
<i>gspder</i> ₃	0.406	0.146	2.774	0.006
<i>gspder</i> ₅	-0.151	0.119	-1.27	0.206
<i>gspder</i> ₆	-0.200	0.109	-1.83	0.068
<i>gspder</i> ₇	-0.308	0.134	-2.29	0.022
<i>ddiplh_{num}21</i>	0.289	0.159	1.817	0.069
<i>ddiplh_{num}23</i>	0.024	0.170	0.143	0.887
<i>ddiplh_{num}24</i>	-0.166	0.132	-1.26	0.207
<i>ddiplh_{num}25</i>	-0.001	0.099	-0.009	0.992
<i>ddiplh_{num}26</i>	0.130	0.152	0.856	0.392
<i>ancr03</i> ₁	0.336	0.105	3.200	0.001
<i>ancr03</i> ₂	0.638	0.127	5.027	0.000
<i>ancr03</i> ₃	0.446	0.145	3.069	0.002
<i>ancr03</i> ₄	0.486	0.181	2.676	0.007
<i>nbform3</i> ₁	0.155	0.080	1.932	0.053
<i>nbform3</i> ₂	0.331	0.157	2.112	0.035
<i>pexp</i>	0.039	0.010	3.860	0.000
<i>pexp</i> ²	-0.001	0.000	-3.18	0.001
<i>benred</i> ₀₁	0.733	0.413	1.775	0.076
λ	0.045	0.241	0.186	0.852
σ_1^2	0.311	.	.	.

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 411 hommes d'origine africaine.

Tableau C.4. Hommes d'origine africaine : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode du maximum de vraisemblance)

Variable	Equation de salaire (MV)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	8.163	0.452	18.07	0.000
<i>resid</i> ₁	-0.023	0.101	-0.225	0.822
<i>resid</i> ₂	-0.031	0.161	-0.191	0.849
<i>resid</i> ₃	-0.110	0.100	-1.11	0.268
<i>resid</i> ₄	0.149	0.097	1.534	0.125
<i>rgnai2_{fm}</i>	0.011	0.073	0.152	0.879
<i>nacs</i> ₁	-0.022	0.136	-0.165	0.869
<i>contrat</i> ₁	0.119	0.091	1.307	0.191
<i>nafg4_{ev}</i>	-0.102	0.080	-1.27	0.204
<i>nsent2</i> ₂	-0.115	0.103	-1.12	0.262
<i>nsent2</i> ₃	-0.074	0.076	-0.965	0.335
<i>encad</i> ₁	0.073	0.089	0.817	0.414
<i>chpub</i> ₂	-0.034	0.095	-0.355	0.722
<i>gspder</i> ₂	-0.148	0.226	-0.656	0.512
<i>gspder</i> ₃	0.406	0.139	2.922	0.003
<i>gspder</i> ₅	-0.150	0.113	-1.33	0.182
<i>gspder</i> ₆	-0.201	0.104	-1.94	0.053
<i>gspder</i> ₇	-0.308	0.127	-2.42	0.016
<i>ddiplh_{num}21</i>	0.283	0.144	1.964	0.050
<i>ddiplh_{num}23</i>	0.019	0.156	0.120	0.904
<i>ddiplh_{num}24</i>	-0.171	0.120	-1.43	0.154
<i>ddiplh_{num}25</i>	-0.004	0.091	-0.045	0.964
<i>ddiplh_{num}26</i>	0.128	0.143	0.894	0.371
<i>ancr03</i> ₁	0.336	0.100	3.372	0.001
<i>ancr03</i> ₂	0.637	0.120	5.304	0.000
<i>ancr03</i> ₃	0.445	0.138	3.234	0.001
<i>ancr03</i> ₄	0.485	0.172	2.818	0.005
<i>nbform3</i> ₁	0.153	0.074	2.054	0.040
<i>nbform3</i> ₂	0.327	0.146	2.247	0.025
<i>pexp</i>	0.039	0.010	4.088	0.000
<i>pexp</i> ²	-0.001	0.000	-3.36	0.001
<i>benred</i> ₀₁	0.712	0.357	1.996	0.046

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 411 hommes d'origine africaine.

Tableau C.4 (suite). Hommes d'origine africaine : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode du maximum de vraisemblance)

Variable	Equation de sélection (MV)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	-2.60	0.557	-4.68	0.000
<i>resid</i> ₁	0.334	0.253	1.316	0.188
<i>resid</i> ₂	0.098	0.430	0.229	0.819
<i>resid</i> ₃	0.097	0.247	0.392	0.695
<i>resid</i> ₄	0.142	0.229	0.621	0.535
<i>rgnai</i> _{2fm}	0.323	0.205	1.575	0.115
<i>typfam</i> ₃	0.378	0.392	0.965	0.334
<i>typfam</i> ₄	0.741	0.304	2.443	0.015
<i>typfam</i> ₅	0.578	0.236	2.446	0.014
<i>typfam</i> ₆	-6.65	9337	-0.001	0.999
<i>typfam</i> ₇	1.218	0.278	4.375	0.000
<i>ddiplh</i> _{num21}	1.098	0.340	3.229	0.001
<i>ddiplh</i> _{num23}	1.057	0.524	2.017	0.044
<i>ddiplh</i> _{num24}	0.869	0.335	2.597	0.009
<i>ddiplh</i> _{num25}	0.448	0.211	2.118	0.034
<i>ddiplh</i> _{num26}	0.296	0.341	0.869	0.385
<i>nbform</i> ₃₁	0.339	0.189	1.790	0.073
<i>nbform</i> ₃₂	1.453	0.733	1.983	0.047
<i>pexp</i>	-0.025	0.025	-1.03	0.305
<i>pexp</i> ²	0.000	0.001	0.931	0.352
<i>benred</i> ₀₁	2.408	0.411	5.853	0.000
σ_1	0.557	0.022	25.51	0.000
ρ_{12}	0.046	0.309	0.148	0.883

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 411 hommes d'origine africaine.

C.3 Femmes d'origine française

Tableau C.5. Femmes d'origine française : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode de Heckman)

Variable	Equation de sélection (Probit)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	-1.43	0.128	-11.1	0.000
<i>resid</i> ₁	0.159	0.057	2.803	0.005
<i>resid</i> ₂	0.090	0.078	1.161	0.246
<i>resid</i> ₃	0.040	0.061	0.652	0.515
<i>resid</i> ₄	0.275	0.069	3.978	0.000
<i>rgnai</i> _{2fm}	0.003	0.065	0.039	0.969
<i>typfam</i> ₃	-0.208	0.061	-3.40	0.001
<i>typfam</i> ₄	-0.215	0.047	-4.60	0.000
<i>typfam</i> ₅	-0.325	0.048	-6.76	0.000
<i>typfam</i> ₆	-1.10	0.100	-11.0	0.000
<i>typfam</i> ₇	-0.924	0.053	-17.5	0.000
<i>ddiplh</i> _{num21}	0.444	0.052	8.496	0.000
<i>ddiplh</i> _{num23}	0.509	0.051	10.04	0.000
<i>ddiplh</i> _{num24}	0.329	0.044	7.530	0.000
<i>ddiplh</i> _{num25}	0.255	0.035	7.195	0.000
<i>ddiplh</i> _{num26}	0.146	0.049	2.959	0.003
<i>nbform</i> ₃₁	0.760	0.030	25.53	0.000
<i>nbform</i> ₃₂	1.304	0.082	15.84	0.000
<i>pexp</i>	0.004	0.004	0.976	0.329
<i>pexp</i> ²	-0.001	0.000	-7.19	0.000
<i>benred</i> ₀₁	2.192	0.075	29.06	0.000

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 14022 femmes d'origine française.

Tableau C.5 (suite). Femmes d'origine française : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode de Heckman)

Variable	Equation de salaire (MCO)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	8.880	0.124	71.78	0.000
<i>resid</i> ₁	-0.040	0.026	-1.53	0.125
<i>resid</i> ₂	-0.037	0.034	-1.08	0.281
<i>resid</i> ₃	-0.009	0.028	-0.317	0.751
<i>resid</i> ₄	0.130	0.030	4.349	0.000
<i>rgnai2_{fm}</i>	0.010	0.028	0.375	0.708
<i>nacs</i> ₁	-0.097	0.012	-7.94	0.000
<i>contrat</i> ₁	0.272	0.017	15.74	0.000
<i>nafg4_{ev}</i>	-0.055	0.017	-3.23	0.001
<i>nsent2</i> ₂	0.105	0.018	5.775	0.000
<i>nsent2</i> ₃	0.138	0.013	10.35	0.000
<i>encad</i> ₁	0.095	0.017	5.622	0.000
<i>chpub</i> ₂	0.051	0.013	3.812	0.000
<i>gspder</i> ₂	0.264	0.058	4.538	0.000
<i>gspder</i> ₃	0.296	0.021	13.84	0.000
<i>gspder</i> ₅	-0.165	0.016	-10.7	0.000
<i>gspder</i> ₆	-0.188	0.031	-6.00	0.000
<i>gspder</i> ₇	-0.194	0.029	-6.82	0.000
<i>ddiplh_{num}21</i>	0.286	0.028	10.18	0.000
<i>ddiplh_{num}23</i>	0.266	0.026	10.41	0.000
<i>ddiplh_{num}24</i>	0.164	0.022	7.375	0.000
<i>ddiplh_{num}25</i>	0.076	0.019	3.947	0.000
<i>ddiplh_{num}26</i>	0.087	0.025	3.508	0.000
<i>ancr03</i> ₁	0.311	0.020	15.41	0.000
<i>ancr03</i> ₂	0.377	0.023	16.16	0.000
<i>ancr03</i> ₃	0.449	0.024	19.12	0.000
<i>ancr03</i> ₄	0.547	0.026	21.43	0.000
<i>nbform3</i> ₁	-0.020	0.019	-1.04	0.300
<i>nbform3</i> ₂	0.047	0.029	1.630	0.103
<i>pexp</i>	0.018	0.002	10.04	0.000
<i>pexp</i> ²	-0.000	0.000	-8.76	0.000
<i>benred</i> ₀₁	-0.096	0.091	-1.04	0.296
λ	-0.153	0.047	-3.22	0.001
σ_1^2	0.307	.	.	.

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 14022 femmes d'origine française.

Tableau C.6. Femmes d'origine française : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode du maximum de vraisemblance)

Variable	Equation de salaire (MV)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	8.672	0.100	86.74	0.000
<i>resid</i> ₁	-0.036	0.026	-1.37	0.170
<i>resid</i> ₂	-0.032	0.034	-0.955	0.340
<i>resid</i> ₃	-0.007	0.028	-0.269	0.788
<i>resid</i> ₄	0.140	0.030	4.734	0.000
<i>rgnai2_{fm}</i>	0.010	0.028	0.362	0.717
<i>nacs</i> ₁	-0.095	0.012	-7.75	0.000
<i>contrat</i> ₁	0.270	0.017	15.63	0.000
<i>nafg4_{ev}</i>	-0.053	0.017	-3.14	0.002
<i>nsent2</i> ₂	0.105	0.018	5.766	0.000
<i>nsent2</i> ₃	0.138	0.013	10.35	0.000
<i>encad</i> ₁	0.095	0.017	5.623	0.000
<i>chpub</i> ₂	0.051	0.013	3.796	0.000
<i>gspder</i> ₂	0.260	0.058	4.475	0.000
<i>gspder</i> ₃	0.297	0.021	13.87	0.000
<i>gspder</i> ₅	-0.166	0.016	-10.7	0.000
<i>gspder</i> ₆	-0.188	0.031	-6.03	0.000
<i>gspder</i> ₇	-0.194	0.028	-6.81	0.000
<i>ddiplh_{num}21</i>	0.307	0.027	11.33	0.000
<i>ddiplh_{num}23</i>	0.289	0.024	11.83	0.000
<i>ddiplh_{num}24</i>	0.181	0.021	8.472	0.000
<i>ddiplh_{num}25</i>	0.091	0.018	4.943	0.000
<i>ddiplh_{num}26</i>	0.098	0.024	4.003	0.000
<i>ancr03</i> ₁	0.309	0.020	15.33	0.000
<i>ancr03</i> ₂	0.371	0.023	16.00	0.000
<i>ancr03</i> ₃	0.445	0.023	19.00	0.000
<i>ancr03</i> ₄	0.546	0.025	21.43	0.000
<i>nbform3</i> ₁	0.013	0.015	0.886	0.375
<i>nbform3</i> ₂	0.090	0.024	3.725	0.000
<i>pexp</i>	0.019	0.002	10.44	0.000
<i>pexp</i> ²	-0.000	0.000	-9.73	0.000
<i>benred</i> ₀₁	0.044	0.077	0.575	0.566

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 14022 femmes d'origine française.

Tableau C.6 (suite). Femmes d'origine française : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode du maximum de vraisemblance)

Variable	Equation de sélection (MV)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	-1.42	0.128	-11.1	0.000
<i>resid</i> ₁	0.160	0.057	2.826	0.005
<i>resid</i> ₂	0.091	0.078	1.170	0.242
<i>resid</i> ₃	0.041	0.061	0.673	0.501
<i>resid</i> ₄	0.277	0.069	4.009	0.000
<i>rgnai2_{fm}</i>	0.004	0.065	0.063	0.950
<i>typfam</i> ₃	-0.208	0.061	-3.41	0.001
<i>typfam</i> ₄	-0.219	0.047	-4.69	0.000
<i>typfam</i> ₅	-0.331	0.048	-6.87	0.000
<i>typfam</i> ₆	-1.11	0.100	-11.1	0.000
<i>typfam</i> ₇	-0.932	0.053	-17.7	0.000
<i>ddiplh_{num}21</i>	0.442	0.052	8.450	0.000
<i>ddiplh_{num}23</i>	0.507	0.051	9.998	0.000
<i>ddiplh_{num}24</i>	0.329	0.044	7.526	0.000
<i>ddiplh_{num}25</i>	0.254	0.035	7.157	0.000
<i>ddiplh_{num}26</i>	0.145	0.049	2.945	0.003
<i>nbform</i> ₃₁	0.759	0.030	25.48	0.000
<i>nbform</i> ₃₂	1.303	0.082	15.83	0.000
<i>pexp</i>	0.004	0.004	0.979	0.328
<i>pexp</i> ²	-0.001	0.000	-7.20	0.000
<i>benred</i> ₀₁	2.190	0.075	29.03	0.000
σ_1	0.547	0.004	138.7	0.000
ρ_{12}	-0.083	0.053	-1.58	0.114

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 14022 femmes d'origine française.

C.4 Femmes d'origine africaine

Tableau C.7. Femmes d'origine africaine : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode de Heckman)

Variable	Equation de sélection (Probit)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	-1.16	0.591	-1.96	0.050
<i>resid</i> ₁	0.133	0.197	0.674	0.500
<i>resid</i> ₂	-0.471	0.300	-1.57	0.117
<i>resid</i> ₃	-0.110	0.181	-0.604	0.546
<i>resid</i> ₄	0.376	0.184	2.042	0.041
<i>rgnai2_{fm}</i>	-0.101	0.144	-0.696	0.486
<i>typfam</i> ₃	-0.258	0.294	-0.877	0.381
<i>typfam</i> ₄	-0.282	0.274	-1.03	0.303
<i>typfam</i> ₅	-0.477	0.242	-1.97	0.049
<i>typfam</i> ₆	-0.855	0.331	-2.58	0.010
<i>typfam</i> ₇	-0.715	0.240	-2.99	0.003
<i>ddiplh_{num}21</i>	0.555	0.274	2.029	0.042
<i>ddiplh_{num}23</i>	0.767	0.255	3.012	0.003
<i>ddiplh_{num}24</i>	0.283	0.225	1.255	0.209
<i>ddiplh_{num}25</i>	0.417	0.177	2.349	0.019
<i>ddiplh_{num}26</i>	-0.231	0.226	-1.02	0.306
<i>nbform</i> ₃₁	0.452	0.139	3.244	0.001
<i>nbform</i> ₃₂	5.820	1162	0.005	0.996
<i>pexp</i>	0.037	0.021	1.814	0.070
<i>pexp</i> ²	-0.001	0.000	-2.20	0.028
<i>benred</i> ₀₁	1.279	0.529	2.416	0.016

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 457 femmes d'origine africaine.

Tableau C.7 (suite). Femmes d'origine africaine : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode de Heckman)

Variable	Equation de salaire (MCO)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	9.704	0.533	18.21	0.000
<i>resid</i> ₁	-0.001	0.106	-0.007	0.994
<i>resid</i> ₂	-0.051	0.188	-0.273	0.785
<i>resid</i> ₃	0.006	0.102	0.063	0.950
<i>resid</i> ₄	0.042	0.104	0.409	0.683
<i>rgnai2_{fm}</i>	0.136	0.074	1.834	0.067
<i>nacs</i> ₁	-0.092	0.080	-1.15	0.250
<i>contrat</i> ₁	0.463	0.086	5.391	0.000
<i>nafg4_{ev}</i>	-0.116	0.123	-0.938	0.348
<i>nsent2</i> ₂	-0.190	0.121	-1.56	0.118
<i>nsent2</i> ₃	-0.033	0.079	-0.421	0.674
<i>encad</i> ₁	0.159	0.107	1.486	0.137
<i>chpub</i> ₂	0.019	0.082	0.239	0.811
<i>gspder</i> ₂	-0.160	0.278	-0.576	0.565
<i>gspder</i> ₃	0.328	0.168	1.955	0.051
<i>gspder</i> ₅	-0.416	0.095	-4.37	0.000
<i>gspder</i> ₆	-0.294	0.198	-1.49	0.137
<i>gspder</i> ₇	-0.560	0.154	-3.64	0.000
<i>ddiplh_{num}21</i>	-0.033	0.173	-0.190	0.850
<i>ddiplh_{num}23</i>	-0.091	0.163	-0.557	0.578
<i>ddiplh_{num}24</i>	-0.085	0.138	-0.620	0.535
<i>ddiplh_{num}25</i>	-0.040	0.120	-0.336	0.737
<i>ddiplh_{num}26</i>	0.122	0.142	0.858	0.391
<i>ancr03</i> ₁	0.299	0.095	3.140	0.002
<i>ancr03</i> ₂	0.432	0.124	3.474	0.001
<i>ancr03</i> ₃	0.301	0.124	2.429	0.015
<i>ancr03</i> ₄	0.425	0.175	2.426	0.015
<i>nbform3</i> ₁	0.027	0.092	0.292	0.770
<i>nbform3</i> ₂	-0.287	0.221	-1.30	0.193
<i>pexp</i>	0.002	0.012	0.133	0.895
<i>pexp</i> ²	0.000	0.000	0.702	0.483
<i>benred</i> ₀₁	-0.319	0.357	-0.895	0.371
λ	-0.579	0.248	-2.33	0.020
σ_1^2	0.412	.	.	.

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 457 femmes d'origine africaine.

Tableau C.8. Femmes d'origine africaine : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode du maximum de vraisemblance)

Variable	Equation de salaire (MV)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	9.699	0.435	22.31	0.000
<i>resid</i> ₁	0.004	0.112	0.036	0.972
<i>resid</i> ₂	0.006	0.189	0.033	0.974
<i>resid</i> ₃	0.012	0.107	0.117	0.907
<i>resid</i> ₄	0.062	0.100	0.622	0.534
<i>rgnai2_{fm}</i>	0.138	0.079	1.743	0.081
<i>nacs</i> ₁	-0.160	0.075	-2.13	0.033
<i>contrat</i> ₁	0.384	0.080	4.776	0.000
<i>nafg4_{ev}</i>	-0.134	0.115	-1.17	0.242
<i>nsent2</i> ₂	-0.202	0.109	-1.85	0.064
<i>nsent2</i> ₃	-0.068	0.072	-0.944	0.345
<i>encad</i> ₁	0.149	0.100	1.483	0.138
<i>chpub</i> ₂	0.021	0.075	0.273	0.785
<i>gspder</i> ₂	-0.057	0.237	-0.240	0.810
<i>gspder</i> ₃	0.324	0.166	1.949	0.051
<i>gspder</i> ₅	-0.449	0.091	-4.94	0.000
<i>gspder</i> ₆	-0.281	0.171	-1.65	0.100
<i>gspder</i> ₇	-0.554	0.139	-3.99	0.000
<i>ddiplh_{num}21</i>	-0.013	0.167	-0.080	0.936
<i>ddiplh_{num}23</i>	-0.066	0.139	-0.474	0.635
<i>ddiplh_{num}24</i>	-0.056	0.134	-0.415	0.678
<i>ddiplh_{num}25</i>	-0.008	0.109	-0.076	0.940
<i>ddiplh_{num}26</i>	0.136	0.143	0.950	0.342
<i>ancr03</i> ₁	0.239	0.086	2.785	0.005
<i>ancr03</i> ₂	0.385	0.113	3.406	0.001
<i>ancr03</i> ₃	0.227	0.116	1.955	0.051
<i>ancr03</i> ₄	0.311	0.164	1.896	0.058
<i>nbform3</i> ₁	0.041	0.079	0.513	0.608
<i>nbform3</i> ₂	-0.241	0.193	-1.25	0.212
<i>pexp</i>	0.003	0.012	0.213	0.831
<i>pexp</i> ²	0.000	0.000	0.764	0.445
<i>benred</i> ₀₁	-0.176	0.351	-0.501	0.617

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 457 femmes d'origine africaine.

Tableau C.8 (suite). Femmes d'origine africaine : paramètres estimés du Tobit de type 2 (méthode du maximum de vraisemblance)

Variable	Equation de sélection (MV)			
	Paramètre estimé	Ecart-type estimé	Student	P-Value
<i>Constante</i>	-1.23	0.577	-2.13	0.033
<i>resid</i> ₁	0.191	0.190	1.009	0.313
<i>resid</i> ₂	-0.363	0.281	-1.29	0.196
<i>resid</i> ₃	-0.042	0.175	-0.241	0.810
<i>resid</i> ₄	0.360	0.176	2.051	0.040
<i>rgnai</i> _{2fm}	-0.114	0.137	-0.830	0.407
<i>typfam</i> ₃	-0.327	0.243	-1.35	0.178
<i>typfam</i> ₄	-0.230	0.229	-1.00	0.315
<i>typfam</i> ₅	-0.590	0.204	-2.89	0.004
<i>typfam</i> ₆	-0.620	0.270	-2.29	0.022
<i>typfam</i> ₇	-0.626	0.208	-3.00	0.003
<i>ddiplh</i> _{num21}	0.424	0.263	1.613	0.107
<i>ddiplh</i> _{num23}	0.674	0.245	2.753	0.006
<i>ddiplh</i> _{num24}	0.279	0.219	1.273	0.203
<i>ddiplh</i> _{num25}	0.353	0.173	2.041	0.041
<i>ddiplh</i> _{num26}	-0.303	0.220	-1.38	0.168
<i>nbform</i> ₃₁	0.399	0.135	2.962	0.003
<i>nbform</i> ₃₂	5.820	27E11	0.000	1.000
<i>pexp</i>	0.042	0.020	2.128	0.033
<i>pexp</i> ²	-0.001	0.000	-2.41	0.016
<i>benred</i> ₀₁	1.301	0.516	2.519	0.012
σ_1	0.635	0.043	14.87	0.000
ρ_{12}	-0.872	0.057	-15.3	0.000

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 457 femmes d'origine africaine.

Références

- [1] **Aeberhardt R., Pouget J.**, "National Origin Wage Differentials In France : Evidence from matched employer-employee data", 2007, IZA Discussion Paper no.2779.
- [2] **Aeberhardt R., Fougère D., Pouget J., Rathelot R.**, "Wages and Employment of French Workers with African Origin", 2007, IZA Discussion Paper no.2898.
- [3] **Arrow K.**, "The Theory of Discrimination", 1973 : in "*Discrimination in Labor Markets*", O. Ashenfelter, A. Rees, editors, Princeton University Press, p.3-33.
- [4] **Bambara T.C.**, "The Black Woman : An Anthology", 1970, New York : New Amsterdam Library.
- [5] **Blinder A.S.**, "Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates", *The Journal of Human Resources*, vol.8, no.4, 1973, p.436-455.
- [6] **Browne I., Misra J.**, "The Intersection of Race and Gender in the Labor Market", *Annual Review of Sociology*, vol.29, no.1, 2003, p.487-514.
- [7] **Collins P.**, "Black Feminist Thought : Knowledge, Consciousness and the Politics of Empowerment", (1ere edition en 1990, 2e edition en 2000) New York : Routledge.
- [8] **Collins P.**, "The social construction of black feminist thought", *Signs*, vol.14, no.4, summer 1989, p.745-773.
- [9] **Crenshaw K.**, "Demarginalizing the Intersection of Race and Sex : A Black Feminist Critique of Antidiscrimination Doctrine, Feminist Theory, and Antiracist Politics", *University of Chicago Legal Forum*, 1989, p.139-67.
- [10] **Cusset P-Y.**, "Les statistiques ethniques en France : où en sommes-nous?", Centre d'Analyse Stratégique, Note de veille no.22, 31 juillet 2006.
- [11] **Davis A.Y.**, "Women, Race, and Class", 1981, New York : Random House.
- [12] **Duguet E., Léandri N., L'Horty Y., Petit P.**, "Discrimination à l'embauche, un testing sur les jeunes des banlieues d'Ile-de-France", Document de Recherche du Centre d'Analyse Stratégique, Mars 2007.
- [13] **European Commission**, "Tracking Multiple Discrimination : practices, policies and laws", Directorate-General for Employment, Social Affairs and Equal Opportunities, Unit G.4, September 2007.
- [14] **Fougère D., Safi M.**, "L'acquisition de la nationalité française : quels effets sur l'accès à l'emploi des immigrés?", *France Portrait Social*, 2005-2006, Insee, p.163-184.

- [15] **Heckman J.**, "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol.47, no.1, 1979, p.153-161.
- [16] **Mc Call L.**, "The Complexity of Intersectionality", *Journal of Women in Culture and Society*, vol.30, no.3, 2005, p.1771-1800.
- [17] **Meurs D., Ponthieux S.**, "Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes", *Economie et Statistique*, no.337-38, 2000, p.135-158.
- [18] **Neuman S., Oaxaca R.L.**, "Wage decompositions with selectivity-corrected wage equations : A methodological note", *Journal of Economic Inequality*, vol.2, 2004, p.3-10.
- [19] **Neumark D.**, "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination", *The Journal of Human Resources*, vol.23, no.3, 1988, p.279-295.
- [20] **Oaxaca R.L.**, "Male-Female wage differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, vol.14, no.3, 1973, p.693-709.
- [21] **Petit P.**, "Les écarts de salaires horaires entre hommes et femmes en 2002 : une évaluation possible de la discrimination salariale", *Premières Synthèses de la Dares*, juin 2006, no. 22.1.
- [22] **Reimers C. W.**, "Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men", *The Review of Economics and Statistics*, vol.65, no.4, 1983, p.570-579.