

cee

CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI

Juin
2008

L'intersectionnalité des rapports sociaux
de pouvoir en France :
le cas du sexe et de l'origine ethnique

Fatima Ait Ben Lmadani
Marc-Arthur Diaye
Michal W. Urdanivia

100

Document de travail

L'intersectionnalité des rapports sociaux de pouvoir en France : le cas du sexe et de l'origine ethnique

FATIMA AIT BEN LMADANI

fatima.lmadani@orange.fr

Université de Paris VII, Urmis-CNRS

MARC-ARTHUR DIAYE

marc-arthur.diaye@cee.enpc.fr

CEE, Université d'Évry et Tepp (CNRS FR n° 3126)

MICHAL W. URDANIVIA

michal.w.urdanivia@cee.enpc.fr

*Centre d'économie de la Sorbonne (Cermsem), CEE,
Université Paris Dauphine (Eurisco)*

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 100

juin 2008

ISSN 1629-7997
ISBN 978-2-11-097939-1

L'INTERSECTIONALITÉ DES RAPPORTS SOCIAUX DE POUVOIR : LE CAS DU SEXE ET DE L'ORIGINE ETHNIQUE¹

Fatima Ait Ben Lmadani, Marc-Arthur Diaye, Michal W. Urdanivia

RESUME

Depuis la critique par les féministes noires américaines de la prééminence du rapport social de sexe sur les autres rapports, il est aujourd'hui admis par les sociologues que les rapports sociaux de pouvoir doivent être considérés dans leur articulation et non pas de manière indépendante. Le problème est que cette articulation peut être alors sur-additive ou sous-additive. La sur-additivité signifiant que les rapports sociaux de pouvoir interagissent de manière croissante en défaveur des individus. Or cette sur-additivité est justement communément admise en sociologie. Nous examinons empiriquement dans cet article, dans le cas de la France, les discriminations qui résultent de l'intersectionnalité des rapports sociaux de pouvoir que sont le sexe et l'origine ethnique. 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-clefs : Intersectionnalité, discrimination multidimensionnelle, rapports sociaux de pouvoir.

¹ Ce travail a débuté en janvier 2007. Nous remercions Sylvie Celerier, Emmanuel Duguet, Pascale Petit, Aurelie Peyrin, Linda Pietrantonio et Cathérine Sofer pour leurs remarques; et Olivier Monso pour nous avoir permis d'accéder aux données complètes de l'enquête FQP 2003. Nous remercions les participants des 11e Journées internationales de sociologie du travail (Londres, 20-22 Juin 2007). Nous remercions les participants du séminaire AISE du Centre d'études de l'emploi, du séminaire de l'EPEE à l'Université d'Évry et du séminaire genre du Centre d'économie de la Sorbonne.

An Empirical Study of the Intersectionality of Gender and Ethnicity in France

Abstract

We examine in this paper the intersectionality of gender and ethnicity in France. More precisely, we examine empirically discrimination resulting from the intersectionality of gender and ethnicity. The database used is the FQP 2003 survey set up by the French National Institute of Statistics, Insee. We build two “ethnic groups”: the group of individuals who are born French and whose parents are born French and the group of individuals who are born French and with at least one parent born as an African country national.

Our empirical analysis (which takes into account participation in the labour market) concludes that the intersectionality of gender and ethnicity is sub-additive in terms of wage discrimination (that is gender and ethnicity interact decreasingly at the advantage of individuals), and is super-additive in terms of participation to the labour market (that is gender and ethnicity interact increasingly at the disadvantage of individuals), with wage discrimination mainly related to ethnicity and discrimination in participation to the labour market mainly related to gender.

Key words: *Intersectionality, multidimensional discrimination.*

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 : *"In fact, feminists are perhaps alone in the academy in the extent to which they have embraced intersectionality - the relationships among multiple dimensions and modalities of social relations and subject formations - as itself a central category of analysis. One could even say that intersectionality is the most important theoretical contribution that women's studies, in conjunction with related fields, has made so far"* (McCall, 2005 : 1771).

Si l'on prend en particulier l'intersectionnalité des rapports sociaux de pouvoir que sont le genre et l'origine ethnique dans leur articulation, 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 ou Crenshaw, 1989).

Leurs critiques s'adressent aux courants de pensée qui considèrent l'oppression des femmes comme le résultat de l'imbrication étroite établie entre reproduction et production, famille et travail. Elle fait écho à ces théories qui *"furent élaborées pour comprendre la famille comme un endroit où les femmes travaillaient comme employées domestiques sans salaire¹."* (Lloyd, 2000 : 25) et dans lesquels *"le capitalisme et l'Etat-providence furent analysés pour expliquer comment ils avaient à la fois pris en charge et détruit la famille"* (Ibid : 27). Derrière ces théories se trouvent deux présupposés qui, selon Lloyd (Ibid : 27), sont partagés par presque toutes les perspectives féministes : le premier réside dans la croyance dans un facteur commun qui *"pourrait expliquer l'oppression de toutes les femmes"* et le deuxième consiste dans le lien établi entre émancipation et progrès social.

Les courants de pensée (qualifiés de féminisme multiraciale, de féminisme multiculturelle ou encore de féminisme post-colonial), cette fois majoritairement, composés de féministes noires ou issues de minorités ethniques anglo-saxonnes, contestent *"ces revendications universalistes en argumentant (le fait) qu'elles ne prenaient pas en compte leurs expériences spécifiques"*. Car, postuler *"une féminité partagée par toutes les femmes, c'est masquer les différences de statut économique et politique qui séparent les protagonistes des deux courants"* (Juteau, 2000 : 63).

Ce débat est important à double titre. D'abord, il déplace l'oppression du seul domaine familial à d'autres domaines (notamment le travail, la politique, ...). Dans cette mesure, l'oppression des femmes dans le travail salarié n'est plus à considérer comme une surexploitation, ou comme une exploitation secondaire, résultat d'un système patriarcal mais comme une exploitation principale qui s'imbrique et s'articule avec d'autres oppressions découlant de la race² ou de l'âge par exemple. Ensuite, il permet le développement d'une pensée distincte

¹Pour un aperçu historique et analytique de l'origine de cette position voir l'article Lewis (1977).

²Voir Poiret (2005) pour une analyse du débat nord-américain.

de la pensée dominante et d'outils de résistance pour les femmes issues de minorités ethniques (Collins 1989).

Toujours selon le courant du féminisme multiculturel, le concept d'intersectionnalité des rapports sociaux de pouvoir conduit à celui de "*multiple jeopardy*" et que l'on peut traduire par concept des désavantages multiples. L'idée ici est que puisque les rapports sociaux de pouvoir tels que la race, le genre ou la classe sociale sont des constructions sociales, ils reflètent d'une certaine manière l'organisation du système social voulue par les dominants. Pour reprendre un terme de Collins (1990, 2000), ils représentent une matrice de domination dans laquelle les individus tirent des avantages et des désavantages selon qu'ils possèdent ou non une caractéristique donnée. Ainsi la matrice de domination va engendrer une stratification économique qui lui sera bijective. La conséquence est que si l'on prend par exemple le sexe et l'origine ethnique alors les femmes issues de "minorités ethniques" seront les moins bien loties en termes d'avantages/désavantages tirés du système.

Ce concept des désavantages multiples est fondamental puisqu'il souligne les trois aspects qui sous-tendent les mécanismes de domination : un aspect idéologique, puisque c'est le groupe dominant qui formalise l'organisation du système social ; un aspect politico-économique, puisque le groupe dominant accapare et contrôle la grande partie des ressources productives et la grande partie des institutions ; et enfin un aspect reflexif, puisque le groupe dominant utilise les institutions afin de rendre socialement acceptable les inégalités résultant de l'organisation du système social.

C'est ce qui est souligné par Ferree et Hall (1996) dans un article sur les effets inégalitaires de l'articulation des grands rapports de domination à l'échelle macro-sociale. Cet article montre les conséquences de l'occultation des perspectives de genre, de la race et de la classe dans l'étude du processus de la stratification. Les auteures soulignent ainsi que la perspective dominante de la stratification rend invisible les différents processus déterminant les privilèges masculins comme ceux ayant trait à "*the legitimate use of violence, the discounting of womens' incomes, the interaction between households and other economic structures, and political construction of groups differentially entitled to rights and resources.*" (Ibid : 934).

Au final, le concept de désavantages multiples implique 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".

Dans cette perspective, la question à laquelle nous allons essayer dans cet ar-

ticle 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. Plus précisément, il nous a semblé légitime de répondre à cette question en examinant les discriminations qui ont cours sur le marché du travail car ces dernières reflètent en général les discriminations qui ont cours dans la société. La démarche que nous adoptons est certes courante en économie mais aussi en sociologie (voir l'article de synthèse de Browne et Misra, 2003).

Nous nous sommes particulièrement intéressés à la discrimination salariale et mobilisons pour cela l'enquête Formation Qualification Professionnelle (FQP 2003) de l'INSEE 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 "representative" 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 intersectionnalité du sexe et de l'origine ethnique? si oui, est-elle sur-additive conformément au concept de désavantages multiples?

Pour répondre à ces questions, 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.

Si l'intersectionnalité des rapports sociaux de pouvoir revêt un intérêt scientifique incontestable, il s'est depuis peu invité dans le débat politique et juridique.

On peut citer l'exemple de la commission européenne qui a produit un rapport recommandant (recommandation numero 2) aux pays membres de l'union de prendre en compte dans leurs lois, l'intersectionnalité des rapports sociaux de pouvoir (Rapport de la commission européenne, Septembre 2007)³. On peut citer l'exemple du Canada et plus particulièrement de l'Ontario dont la commission des Droits de la Personne (Ontario Human Rights Commission) déclare avoir une approche intersectionnelle, des plaintes pour discrimination qui lui sont soumises (Commission Ontarienne des Droits de la Personne, 2001).

En France, le débat est encore confidentiel⁴. Ainsi les instances chargées de la lutte contre les discriminations, telles que la HALDE (Haute Autorité de Lutte contre les Discriminations et pour l'Egalité), continuent à sous-estimer l'inter-

³La commission européenne utilise en fait le terme de discrimination multiple.

⁴Ce débat a néanmoins bien lieu, par exemple au sein de l'association "Ni Putes Ni Soumises".

section "*des différents critères sur lesquels se constituent les discriminations*" (Vourc'h et de Rudder, 2006).

L'analyse de l'intersectionnalité que nous proposons dans cet article a donc aussi pour objet de montrer l'importance d'une réflexion sur la question afin de mieux cerner et répondre aux plaintes concernant les individus qui subissent des discriminations multiples.

Cet article est divisé en six sections. La section 2 est consacrée à la méthode économétrique permettant de tester l'intersectionnalité. La section 3 porte sur la difficulté de définir l'origine ethnique. La section 4 est consacrée à la présentation de l'enquête FQP 2003. Elle inclut aussi quelques éléments de statistiques descriptives. La section 5 présente les résultats des estimations économétriques et enfin la section 6 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) d'origine africaine, des femmes (de nationalité française) d'origine française, et des femmes (de nationalité française) d'origine africaine, en prenant comme population de référence les hommes (de nationalité française) 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 Neuman 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)

Soit 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 $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$, $\hat{\sigma}_{12}$, et $\hat{\lambda}_i = \frac{\phi(x'_{2i}\hat{\beta}_2)}{\Phi(x'_{2i}\hat{\beta}_2)}$, 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,

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

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

Dans (2.5) le premier terme $(\bar{x}_{11} - \bar{x}_{10})' \widehat{\beta}_1$ à gauche du signe de l'égalité 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.

Soit 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.

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

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 (i.e. $s = f$, $o = a$) par rapport à la discrimination rencontrée du seul fait du sexe qui est mesurée par la discrimination rencontrée par les femmes d'origine française (i.e. $s_h = 0$, $o_{fr} = 1$) 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 discrimination étant mesurée par la discrimination rencontrée par les hommes d'origine étrangère (i.e. $s_h = 1$, $o_{fr} = 0$) par rapport aux hommes d'origine française.

3 Comment saisir l'origine ethnique ?

3.1 Catégories ethniques : pluralité de définitions liées à l'histoire du pays considéré

Le rapport spécial⁵ de janvier 2007 de l'eurobaromètre de la commission européenne (Commission Européenne, Janvier 2007) sur la discrimination dans

⁵Ce rapport (disponible sur http://ec.europa.eu/public_opinion/archives/ebs/ebs_263_fr.pdf) a été réalisé dans le cadre de l'année européenne pour l'égalité des chances.

l'Union à 25 observe que pour les européens les discriminations les plus répandues sont celles qui sont liées à l'origine ethnique (64% considèrent qu'elles sont *répandues*, contre 30% qui les considèrent *rare*s, et 6% qui ne se prononcent pas). Les discriminations selon le sexe viennent en sixième position (40% des européens considèrent que les discriminations liées au sexe sont *répandues*, 53% qu'elles sont *rare*s, et 8% ne se prononcent pas)⁶. En outre, si l'on s'intéresse au cas de la France 80% des personnes considèrent que les discriminations liées à l'origine ethnique sont répandues, ce pourcentage étant de 49% pour les discriminations liées au sexe.

Malgré l'importance que revêtent les discriminations selon l'origine ethnique aux yeux des individus, il ne semble pas exister de critères communément établis ni au sein de l'union, ni ailleurs pour définir l'origine ethnique des personnes.

L'origine ethnique peut-elle être définie par la nationalité des parents, l'ascendance, le lieu de naissance, la langue, la couleur, "les traits culturels", la religion, etc. ?

Ainsi l'origine ethnique, notamment lorsqu'elle est prise en compte dans les enquêtes statistiques, est le fruit d'un contexte politique et historique propre à chaque pays et dépend en grande partie des rapports de force entre les différents groupes sociaux.

Le débat est donc complexe et nous ne souhaitons pas dans cet article y prendre part. Pour une réflexion générale sur le problème de la catégorie ethnique, voir le numéro 49-1 de la Revue Française de Sociologie dont une partie (du numéro) a pour thème "L'usage des catégories ethniques en sociologie" (sous la direction de Georges Felouzis).

Nous aimerions néanmoins noter que les grandes démocraties qui ont une longue tradition de l'usage de la statistique ethnique sont passées de critères objectifs à des critères subjectifs. Les Etats-Unis par exemple ont fini en 1980 par privilégier l'ascendance dont les individus se proclament comme critère déterminant l'origine ethnique (voir Alba et Denton, 2008 pour plus d'information), alors que le Canada après s'être longtemps appuyée sur la langue parlée des ancêtres paternels, a adopté "*une définition plus subjective, se rapprochant d'une identification*" (Simon, 1997 : 27). La Grande-Bretagne quant à elle rapproche l'origine ethnique de la question raciale en insistant sur "*une définition subjectiviste de l'origine, déterminée non par d'où l'on vient, mais plutôt par ce que l'on croit être.*" (Ibid : 32).

Si le passage dans ces différents pays d'une prise en compte de critères objectifs pour définir l'ethnicité à des critères plus subjectifs basés sur l'auto-désignation marque la rupture avec les thèses primordialistes considérant l'origine ethnique comme une donnée naturelle, il complexifie encore plus sa prise en compte en tant que catégorie statistique. Une subjectivité bien entendu relative car l'auto-désignation n'est pas indépendante "*des cadres collectifs et des modes légitimes de se présenter*" (Martiniello et Simon, 2005 : 12).

⁶Après les discriminations liées à l'handicap, l'orientation sexuelle, l'âge, la religion ou les convictions.

3.2 Minorité visible : une notion pertinente dans le cas de la France ?

Le concept de *minorité visible* utilisé par Statistique Canada (l'équivalent Canadien de l'INSEE) dans le cadre de *La Loi sur l'équité en matière d'emploi* stipule que les minorités visibles sont définies comme étant formées des personnes "selon qu'elles sont ou non de race blanche". Font alors partie des minorités visibles les populations suivantes : Chinois, Sud-Asiatique (p. ex., Indien de l'Inde, Pakistanais, Pendjabi, Sri-Lankais), Noir (par exemple Africain, Haïtien, Jamaïquain, Somalien), Arabe/Asiatique (par exemple Arménien, égyptien, Iranien, Libanais, Marocain), Philippin, Asiatique du Sud-est (par exemple Cambodgien, Indonésien, Laotien, Vietnamiens), Latino-Américain, Japonais, Coréen, Autres.

Notons cependant que ceux sont les individus qui s'auto-désignent comme appartenant à une population donnée.

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 peut 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" avaient accès à la nationalité française.

4 Présentation des données

4.1 Echantillon étudiée

L'échantillon étudié est issu de la sixième version de l'enquête *Formation et Qualification Professionnelle 2003* (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.

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 (voir annexe B, tableau B.2), 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 la naissance⁷.

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**⁸.
- 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 de contruire un groupe d'individus qui constituerait une "approximation" d'une minorité visible⁹.

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 annexe B, tableau B.1) est constitué de

⁷Nous avons utilisé aussi une définition plus restrictive 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.

⁸Cette 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).

⁹Nous 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 l'intersectionnalité) les résultats ne sont pas différents de ceux que nous présentons ici.

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.

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.

4.2 Statistiques descriptives

Dans cette étude on 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. En ce sens, dans l'annexe B le tableau B.5 fournit des informations sur la structure de l'échantillon en fonction des variables explicatives qui ont été retenues pour le modèle Tobit de type 2 et en fonction du sexe et de l'origine ethnique. Le tableau B.6 fait de même en ce qui concerne l'échantillon des salariés. Le tableau B.3, quant à lui, 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 B.7 dans l'annexe B).

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 B, tableau B.3), ce qui correspond à une différence des moyennes du salaire annuel en logarithme fortement significative (à moins de 5%) de 0.22 (tableau B.7 dans l'annexe B). 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 celle dans 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 (voir annexe B, tableau B.6). On notera aussi une différence significative dans (annexe B, tableau B.7) :

- la part de salariés qui occupent un poste d'encadrement (cette part est de 0.298 (29.8%) pour les hommes salariés d'origine française et 0.201 (20.1%) 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 (22.6%) et 0.248 (24.8%) parmi les hommes salariés d'origine française, contre 0.137 (13.7%) et 0.103 (10.3%) parmi les hommes salariés d'origine africaine.

Une dernière différence qu'il convient de noter porte sur 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 B, tableau B.3). 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 B, tableau B.7). 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 (voir annexe B, tableau B.6) 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 B, tableau B.7). 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 B, tableau B.3) 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 B.7). 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 (71.7%) à laquelle correspond une différence par rapport aux hommes salariés d'origine française fortement significative de 0.224 (22.4%) 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 différences dans les rendements de ces caractéristiques
3. et une différence qui résulte de la prise en compte de la participation à l'emploi salarié.

5 Les résultats

5.1 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.1.1 concernent les estimations sur les hommes d'origine française,
- les tableaux de la sous section C.1.2 concernent les estimations sur les hommes d'origine africaine,
- les tableaux de la sous section C.1.3 concernent les estimations sur les femmes d'origine française,
- et les tableaux de la sous section C.1.4 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 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 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 d'un revenu non salarial. Dans le cas de l'équation de salaire, les indicatrices du nombre de formations mises à

part, les autres approximation 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 indicatrice du type de famille, certaines indicatrices du niveau du diplôme, ainsi que l’indicatrice d’un 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 absolu plus élevé que ceux obtenus sur les autres populations. Ce qui semble indiquer que ces femmes sont fortement sélectionnées.

5.2 Discrimination salariale et intersectionnalité

Nous avons vu dans le tableau B.7 de l’annexe B, 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 C.9 de l’annexe C présente la décomposition des différences moyenne 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, voir aussi l’annexe A).

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.

Le tableau C.9 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 celles des femmes d'origine africaine. *Comme cela est indiqué dans le tableau 1, 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 remarquer l'importance jouée par la prise en compte de la sélection dans chaque décomposition. Plus précisément, si nous décomposons cette dernière selon l'équation (2.6) (tableau C.9, annexe C) nous notons que la différence dans les paramètres 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. Faut-il alors considérer ces différences comme des mesures de la discrimination dans la participation à l'emploi salarié? Si tel est le cas alors un calcul similaire au cas de la discrimination salariale nous amène à conclure à une sur-additivité du sexe et de l'origine ethnique en matière d'accès à l'emploi salarié.

Tableau 1. 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.

6 Conclusion

Nous avons examiné empiriquement l'intersectionnalité du sexe et de l'origine ethnique en matière de discrimination salariale. Pour cela, nous avons mobilisé l'enquête FQP 2003 dont les informations nous permettent de distinguer les individus selon le sexe et selon l'origine ethnique. Une discrimination salariale, par rapport aux hommes d'origine française, a été mesurée pour les hommes d'origine africaine, pour les femmes d'origine française, et pour les femmes d'origine

africaine. Pour cela, notre analyse a utilisé une décomposition de la différence de salaire s'appuyant sur la méthodologie de Neuman et Oaxaca (2004), et sur celle de Neumark (1988). En particulier, la participation à l'emploi salarié a été prise en compte. 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 Méthodologie économétrique

L'objet de cette annexe est de donner une présentation brève de la méthodologie économétrique utilisée dans cet article en ce qui concerne l'estimation de la discrimination salariale rencontrée par une population (population $g = 0$) par rapport à une population de référence (population $g = 1$). Cette méthodologie repose sur :

1. L'estimation d'un modèle Tobit de type 2 (permettant de corriger le biais potentiel de sélection affectant l'équation de salaire à estimer) sur la population potentiellement discriminée et sur la population de référence.
2. Une décomposition de l'écart moyen des salaires entre les deux populations en une partie qui correspond aux différences de caractéristiques et une partie qui correspond aux différences dans les rendements de ces caractéristiques.

En conséquence nous rappelons dans un premier temps dans l'annexe A.1, les principales caractéristiques d'un modèle Tobit de type 2. Plus de détails peuvent être obtenus dans la plupart de manuels de microéconométrie, par exemple ceux de Cameron et Trivedi (2005, chapitre 16), Wooldridge (2002, chapitre 17), de Maddala (1983, chapitres 6-9), ou Gouriéroux (2000, chapitre 7).

Nous rappelons ensuite dans l'annexe A.2, la méthode de décomposition proposée par Neuman et Oaxaca (2004) dans le cadre d'un modèle Tobit de type 2. Nous présentons enfin (toujours dans l'annexe A.2) la méthode de décomposition que nous avons retenue dans cet article. Cette méthode est celle proposée par Neumark (1988) dans le cadre d'un modèle linéaire sans équation de participation. Le principal intérêt de cette méthode est sa généralité, en effet on peut montrer que la méthode de décomposition de Neuman et Oaxaca (2004) en est un cas particulier.

A.1 Le modèle Tobit de type 2

Soit y_1^* la variable dépendante que l'on modélise. Cette variable n'est observée que dans la mesure où une variable latente y_2^* est strictement positive. Par exemple, dans cet article y_1^* est le logarithme du salaire annuel et y_2^* est une variable qui détermine l'emploi salarié. Une spécification linéaire est alors retenue pour ces deux variables,

$$\begin{aligned} y_{1i}^* &= x_{1i}'\beta_1 + \epsilon_{1i} \\ y_{2i}^* &= x_{2i}'\beta_2 + \epsilon_{2i} \end{aligned} \tag{A.1}$$

Ci-dessus, pour l'individu $i = 1, \dots, N$ de l'échantillon de taille N , x_{1i} et x_{2i} sont des vecteurs de caractéristiques observables qui déterminent respectivement y_{1i}^* et y_{2i}^* ; β_1 et β_2 sont des vecteurs de paramètres à estimer; ϵ_{1i} et ϵ_{2i} des perturbations potentiellement corrélées, cette corrélation potentielle posant des problèmes dans l'estimation de β_1 sur la base de la première équation de (A.1).

D'autre part, à y_{1i}^* correspond la variable tronquée y_{1i} dont l'observation est définie par,

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

et à y_{2i}^* correspond une variable indicatrice y_{2i} définie par,

$$y_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (\text{A.3})$$

Il est alors usuel de faire l'hypothèse de normalité des perturbations suivante,

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{1i} \\ \epsilon_{2i} \end{bmatrix} \sim N \left[\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & 1 \end{bmatrix} \right] \quad (\text{A.4})$$

Où $\sigma_2^2 = 1$ car seul le signe de y_{2i}^* est observé à partir de l'indicatrice y_{2i} .

Les deux méthodes paramétriques d'estimation du modèle défini par (A.1), (A.2), et (A.3) les plus fréquemment retenues sont d'abord l'estimation par maximum de vraisemblance qui fournit des estimateurs convergents et efficaces, et une méthode de régression en deux étapes proposé par Heckman (1979) qui fournit des estimateurs convergents.

Pour ce qui concerne la méthode du maximum de vraisemblance, la fonction de vraisemblance à maximiser s'écrit,

$$L = \prod_{i=1}^N Pr[y_{2i}^* \leq 0]^{1-y_{2i}} f(y_{1i}|y_{2i}^* > 0) Pr[y_{2i}^* > 0]^{y_{2i}} \quad (\text{A.5})$$

En effet, pour $y_{2i}^* \leq 0$, seul cet événement est observé (i.e, $y_1 = .$) avec une densité égale à la probabilité que cette événement se réalise $Pr[y_{2i}^* \leq 0]$. Pour $y_{2i}^* > 0$, nous observons $y_1 = y_1^*$ et la densité est égale à la probabilité de y_1^* conditionnelle à $y_{2i}^* > 0$ multiplié par la probabilité que ce dernier événement se réalise, soit $f(y_{1i}|y_{2i}^* > 0) Pr[y_{2i}^* > 0]$. Les détails sur la procédure d'estimation ainsi que la forme explicite de la fonction de vraisemblance pourra être trouvée dans Gouriéroux (2000).

Pour ce qui est de l'estimation par une méthode de régression en deux étapes, le point de départ est l'expression de l'espérance tronquée de y_1 , soit,

$$\begin{aligned} E[y_{1i}|y_{2i}^* > 0] &= E[x'_{1i}\beta_1 + \epsilon_{1i}|x'_{2i}\beta_2 + \epsilon_{2i}] \\ &= x'_{1i}\beta_1 + E[\epsilon_{1i}|\epsilon_{2i} > -x'_{2i}\beta_2] \end{aligned} \quad (\text{A.6})$$

Heckman (1979) obtient sous l'hypothèse de normalité des perturbations (A.3) une expression de $E[\epsilon_{1i}|\epsilon_{2i} > -x'_{2i}\beta_2]$ qui permet de réécrire (A.6),

$$\begin{aligned} E[y_{1i}|y_{2i}^* > 0] &= E[x'_{1i}\beta_1 + \epsilon_{1i}|x'_{2i}\beta_2 + \epsilon_{2i}] \\ &= x'_{1i}\beta_1 + \sigma_{12}\lambda(x'_{2i}\beta_2) \end{aligned} \quad (\text{A.7})$$

Où $\lambda(x'_{2i}\beta_2) = \frac{\phi(x'_{2i}\beta_2)}{\Phi(x'_{2i}\beta_2)}$, est l'inverse du ratio de Mills, ϕ et Φ étant respectivement, la densité et la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

La procédure en deux étapes proposée par Heckman s'appuie sur (A.7) pour tirer l'équation à estimer sur les observations $y_{1i} = y_{1i}^*$,

$$\begin{aligned} y_{1i} &= E[y_{1i}|y_{2i}^* > 0] + v_i \\ &= x'_{1i}\beta_1 + \sigma_{12}\hat{\lambda} + v_i \end{aligned} \quad (\text{A.8})$$

Où v_i est un terme d'erreur, et $\hat{\lambda}$ une estimation de $\lambda(x'_{2i}\beta_2)$. La procédure en deux étapes consiste à : (1) obtenir les paramètres estimés $\hat{\beta}_2$ par un modèle probit des y_{2i} avec les x_{2i} comme covariables, à calculer $\hat{\lambda} = \lambda(x'_{2i}\hat{\beta}_2)$; (2) à estimer (A.8) par moindres carrés. La discussion et les détails de cette méthode peuvent être trouvés dans Heckman (1979), ou dans les manuels de Maddala (1983) et Gouriéroux (2000).

A.2 Estimation de la discrimination salariale

A partir d'un modèle Tobit de type 2 tel que celui présenté ci-dessus, Neuman et Oaxaca (2004) proposent une décomposition de l'écart moyen des salaires en logarithme entre deux populations. La décomposition comprend une partie correspondant aux différences de caractéristiques observables entre les deux populations, une partie correspondant aux différences de rendements de ces caractéristiques, et une partie résultant de la prise en compte d'une équation de sélection. Plus précisément, il s'agit d'estimer un modèle Tobit de type 2 sur une population $g = 1$, et sur une population $g = 0$. En particulier, l'équation (A.8) s'écrit pour un individu $i = 1, \dots, N_g$ de la population $g = 1, 0$ de taille N_g ,

$$y_{1ig} = x'_{1ig}\beta_{1g} + \sigma_{12g}\hat{\lambda}_g + v_{ig} \quad (\text{A.9})$$

Où y_{1ig} est le logarithme du salaire de l'individu i . La décomposition proposée est donnée par,

$$\bar{y}_{11} - \bar{y}_{10} = (\bar{x}_{11} - \bar{x}_{10})'\hat{\beta}_{11} + \bar{x}'_{10}(\hat{\beta}_{11} - \hat{\beta}_{10}) + (\hat{\sigma}_{121}\bar{\lambda}_1 - \hat{\sigma}_{120}\bar{\lambda}_0) \quad (\text{A.10})$$

Où pour $g = (1, 0)$, $\bar{y}_{1g} = \frac{\sum_{i=1}^{N_g} y_{1ig}}{N_g}$, $\bar{x}_{1g} = \frac{\sum_{i=1}^{N_g} x_{1ig}}{N_g}$, $\bar{\lambda}_g = \frac{\sum_{i=1}^{N_g} \hat{\lambda}_{ig}}{N_g}$, $\hat{\beta}_{1g}$ et $\hat{\sigma}_{12g}$ sont respectivement les paramètres estimés de β_{1g} et σ_{12g} .

Dans (A.10) le premier terme à gauche de l'égalité est la partie de la différence des salaires moyens en logarithme due à des différences dans les caractéristiques (moyennes) entre le groupe 1 et le groupe 0, le deuxième terme est la partie due à des différences dans les rendements de ces caractéristiques tels que mesurés par les paramètres estimés, et le troisième terme résulte de la prise en compte du biais potentiel de sélection.

On remarque qu'une décomposition alternative est donnée par,

$$\bar{y}_{11} - \bar{y}_{10} = (\bar{x}_{11} - \bar{x}_{10})'\hat{\beta}_{10} + \bar{x}'_{11}(\hat{\beta}_{11} - \hat{\beta}_{10}) + (\hat{\sigma}_{121}\bar{\lambda}_1 - \hat{\sigma}_{120}\bar{\lambda}_0) \quad (\text{A.11})$$

Neumark (1988), dans le cadre d'un modèle sans prise en compte du biais potentiel de sélection, note que la différence dans le deux premiers termes entre

(A.10) et (A.11) tient à la structure de salaires retenue comme étant celle qui prévaut en l'absence de discrimination, celle-ci étant supposée être celle du groupe 1 dans (A.10) (soit β_{11}), et celle du groupe 0 dans (A.11) (soit β_{10}). Pour le voir, notons β_1 la structure des salaires en l'absence de discrimination et considérons la décomposition suivante,

$$\begin{aligned} \bar{y}_{11} - \bar{y}_{10} &= (\bar{x}_{11} - \bar{x}_{10})' \hat{\beta}_1 + [\bar{x}'_{11} (\hat{\beta}_{11} - \hat{\beta}_1) - \bar{x}'_{10} (\hat{\beta}_{10} - \hat{\beta}_1)] \\ &\quad + (\hat{\sigma}_{121} \bar{\lambda}_1 - \hat{\sigma}_{120} \bar{\lambda}_0) \end{aligned} \quad (A.12)$$

Dans (A.12), $\beta_1 = \beta_{11}$ correspond à la décomposition (A.10) où la structure des salaires du groupe 1 est retenue est celle qui prévaut en l'absence de discrimination, tandis que $\beta_1 = \beta_{10}$ correspond à la décomposition (A.11) où la structure des salaires du groupe 0 est celle qui prévaut en l'absence de discrimination.

Pour ce qui est du troisième terme de la décomposition dans (A.10) Neuman et Oaxaca (2004) proposent en particulier la décomposition suivante,

$$\hat{\sigma}_{121} \bar{\lambda}_1 - \hat{\sigma}_{120} \bar{\lambda}_0 = \hat{\sigma}_{121} (\bar{\lambda}_0^0 - \bar{\lambda}_0) + \hat{\sigma}_{121} (\bar{\lambda}_1 - \bar{\lambda}_0^0) + (\hat{\sigma}_{121} - \hat{\sigma}_{120}) \bar{\lambda}_0 \quad (A.13)$$

Où $\bar{\lambda}_0^0 = \frac{\sum_{i=1}^{N_0} \bar{\lambda}_{i0}}{N_0}$, et $\hat{\lambda}_{i0}^0 = \frac{\phi(x'_{2i0} \hat{\beta}_{21})}{\Phi(x'_{2i0} \hat{\beta}_{21})}$. Le terme $\hat{\lambda}_{i0}^0$ est l'inverse du ratio Mills dans le cas où la sélection des individus du groupe 0 aurait la même structure que celle des individus du groupe 1, soit $\beta_{20} = \beta_{21}$. De ce fait, dans (A.13); le premier terme mesure l'effet des différences entre les deux groupes dans les paramètres de l'équation de sélection; le deuxième terme mesure l'effet des différences dans les caractéristiques qui déterminent la sélection; et le troisième terme mesure l'effet de la différence dans la réaction du salaire en logarithme à la sélection.

En adoptant la même perspective que celle de la remarque de Neumark mentionnée plus haut, on note que dans (A.13) il est supposé qu'en l'absence de discrimination la sélection présente une structure qui est celle du groupe 1. En effet, soit la décomposition suivante,

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_{121} \bar{\lambda}_1 - \hat{\sigma}_{120} \bar{\lambda}_0 &= \hat{\sigma}_{12} (\bar{\lambda}_1^0 - \bar{\lambda}_0^0) + [\hat{\sigma}_{12} (\bar{\lambda}_1 - \bar{\lambda}_1^0) - \hat{\sigma}_{12} (\bar{\lambda}_0 - \bar{\lambda}_0^0)] \\ &\quad + [\bar{\lambda}_1 (\hat{\sigma}_{121} - \hat{\sigma}_{12}) - \bar{\lambda}_0 (\hat{\sigma}_{120} - \hat{\sigma}_{12})] \end{aligned} \quad (A.14)$$

Où $\bar{\lambda}_g^0 = \frac{\sum_{i=1}^{N_g} \bar{\lambda}_{ig}}{N_g}$, $\hat{\lambda}_{ig}^0 = \frac{\phi(x'_{2ig} \hat{\beta}_2)}{\Phi(x'_{2ig} \hat{\beta}_2)}$, et $\hat{\sigma}_{12}$ et $\hat{\beta}_2$ sont les paramètres estimés de σ_{12} et β_2 , les paramètres de l'équation de sélection en l'absence de discrimination.

Dans (A.14); 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) mesure l'effet de la différence dans la réaction du salaire en logarithme à la prise en compte de la sélection. En particulier, la décomposition (A.13) correspond au cas où la sélection en l'absence de discrimination présente une structure qui est celle du groupe 1, soit $\beta_2 = \beta_{21}$ et $\sigma_{21} = \sigma_{21}$.

Il résulte de (A.12) et (A.14) qu'un des points cruciaux dans l'estimation de la discrimination salariale porte sur l'estimation des paramètres β_1 , β_2 , et σ_{12} en l'absence de discrimination. Par exemple, Reimers (1983) utilise $\beta_1 = 0.5\beta_{11} + 0.5\beta_{10}$ dans le cadre d'un modèle sans prise en compte de la sélection. Toujours dans le cadre du même modèle économétrique et à partir d'un modèle théorique à la Arrow (1972), Neumark (1988) montre qu'une estimation en l'absence de discrimination est donnée par les paramètres estimés obtenus en estimant le modèle sur l'ensemble de la population (individus du groupe 1 *et* du groupe 0) mais en prenant comme variable y_1 à expliquer, la prédiction résultant de l'estimation séparée (sur chaque groupe).

B Variables

Dans cette annexe nous présentons des statistiques descriptives relatives aux variables utilisées dans cet article. Il s'agit de variables relatives au salaire annuel (salaire annuel, salaire annuel en équivalent temps plein, mesures en logarithme), des variables retenues comme explicatives du salaire et/ou de la participation à l'emploi salarié, et des variables relatives à l'origine ethnique des individus.

B.1 Origine ethnique

Une indicatrice de l'origine est construite à partir de deux variables. La première renseigne sur la nationalité du père à la naissance, et la deuxième sur la nationalité de la mère à la naissance. Un individu est dit d'origine française si ses deux parents sont nés français. Dans le cas contraire (au moins un des deux parents d'une nationalité étrangère à la naissance) il est d'origine étrangère.

D'autre part, l'échantillon utilisé dans cet article est constitué d'individus (tous de nationalité française) d'origine française et d'individus *d'origine africaine*. Ces derniers étant ceux dont au moins un des deux parents est né en ayant une nationalité d'un pays africain. Deux variables indicatrices sont alors associées à l'origine. La première, notée o_{fr} , est égale à 1 si l'individu est d'origine française (deux parents de nationalité française à la naissance), et la deuxième, notée o_{afr} est égale à 1 si l'individu est d'origine africaine (père ou mère ayant la nationalité d'un pays d'Afrique à la naissance) avec bien sûr $o_{fr} + o_{afr} = 1$. En outre nous associons une indicatrice au sexe, notée s_h , et égale à 1 si l'individu est un homme.

Le tableau B.1 donne les effectifs de l'échantillon étudié en fonction de l'origine (origine française, ou origine africaine), et du sexe, et le tableau B.2 précise les effectifs de FQP 2003 en fonction de la nationalité de naissance des parents.

Tableau B.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.

Tableau B.2. Nationalité à la naissance des parents dans FQP 2003

Variable et modalités	Nationalité de la mère à la naissance							
	00	01	03	04	05	06	07	Total
Nationalité du père à la naissance								
00	26 ^a 0.07 ^b	10 0.03	11 0.03	6 0.02	0 0.00	2 0.01	1 0.00	56 0.15
01	1 0.00	31530 84.11	555 1.48	82 0.22	3 0.01	19 0.05	31 0.08	32221 85.96
03	14 0.04	767 2.05	2141 5.71	10 0.03	0 0.00	0 0.00	7 0.02	2939 7.84
04	6 0.02	136 0.36	15 0.04	1497 3.99	0 0.00	0 0.00	1 0.00	1655 4.42
05	2 0.01	7 0.02	4 0.01	2 0.01	246 0.66	0 0.00	0 0.00	261 0.70
06	0 0.00	14 0.04	1 0.00	0 0.00	0 0.00	94 0.25	1 0.00	110 0.29
07	3 0.01	18 0.05	4 0.01	4 0.01	0 0.00	4 0.01	210 0.56	243 0.65
Total	52 0.14	32482 86.65	2731 7.29	1601 4.27	249 0.66	119 0.32	251 0.67	37485 100.00

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 39285 (dont 1800 observations non renseignées pour la nationalité du père ou de la mère).

Pour lecture :

00 : nationalité inconnue, 01 : français(e) de naissance, 03 : d'un pays d'Europe (Europe du sud, du nord, de l'est), 04 : d'un pays d'Afrique (Maghreb et autres pays d'Afrique), 05 : d'un pays du Proche Orient, 06 : du Cambodge, Laos, ou Vietnam, 07 : d'un pays du reste du monde.

^a : effectif, ^b : pourcentage de l'effectif total (39285 observations) observations non renseignées mises à part (1800).

Lecture : 31530 individus ont un père et une mère tous les deux de nationalité française à la naissance, ce qui correspond à 84.11% du nombre total d'observations.

B.2 Salaire

Dans notre modélisation, la variable à expliquer est le logarithme du salaire annuel en équivalent temps plein perçu en 2002. Il a été calculé à partir d'une variable donnant le salaire perçu en 2002 et d'une variable donnant le pourcentage du temps partiel en 2002. Le tableau B.3 présente des statistiques descriptives portant sur le logarithme du salaire annuel en équivalent temps plein perçu en 2002 ($\log(\text{salept02})$), sur le salaire annuel en équivalent temps plein perçu en 2002 (saletp02), sur le salaire annuel perçu en 2002 (sal02), et sur son logarithme ($\log(\text{sal02})$). Ceci, pour l'ensemble de l'échantillon étudié, et en distinguant les individus en fonction du sexe et de l'origine.

Tableau B.3. 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 ($s_h = 1, s_{fr} = 1$)					
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 ($s_h = 1, s_{fr} = 0$)					
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 ($s_h = 0, s_{fr} = 1$)					
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 ($s_h = 0, s_{fr} = 0$)					
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.
- s_{fr} : indicatrice égale à 1 si l'individu est d'origine française (père et mère de nationalité française à la naissance), 0 s'il est d'origine étrangère.
- sal02 : Salaire perçu en 2002.
- saletp02 : Salaire en équivalent temps plein perçu en 2002.

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

B.3 Variables explicatives

Les variables que nous retenons comme explicatives du revenu salarial et/ou de la participation à l'emploi salarié, sont des variables qui renseignent sur les caractéristiques socio-démographiques et productives de l'individu. Nous les résumons ci-après (voir aussi le tableau B.4).

- Résidence (*resid*) :

La variable a été construite en croisant une variable donnant la *taille de l'unité urbaine de résidence* (*tur*), et une variable indiquant si la zone urbaine de résidence est classée en *zone urbaine sensible* (*zus*). Les modalités de la variable et les indicatrices qui leur sont associées sont au nombre de 8.

- Région de naissance (*rgnai2*) :

Cette variable a été construite en regroupant les modalités d'une variable donnant la *région de naissance* (*rgnai*). Elle présente trois modalités selon que l'individu est né en France métropolitaine, dans un DOM-TOM, ou bien à l'étranger.

- Type de famille (*typfam*) :

Il s'agit d'une variable ayant 6 modalités. Elle a été construite à partir d'une variable à 5 modalités donnant le type de ménage (*tymenr*), et d'une variable à 9 modalités renseignant sur l'âge et le nombre d'enfants du ménage (*nbagenf*).

- Groupe socioprofessionnel (*gspder*) :

On utilise une variable ayant 7 modalités qui correspondent au *groupe socio-professionnel pour le dernier emploi occupé*. Une indicatrice est alors associée à chaque modalité de *gspder*.

- Diplôme (*ddiplh_num2*) :

Cette variable a été construite à partir d'une variable donnant le *diplôme le plus élevé obtenu en formation initiale* (*ddipl*) et d'une variable donnant le *diplôme le plus élevé obtenu en formation initiale ou post scolaire* (*diplh*). La variable ainsi construite présente 7 modalités qui correspondent à 7 niveaux de diplôme, et à chaque modalité est associée une indicatrice.

- Contrat (*contrat*) :

On utilise une variable donnant le type de contrat pour le dernier emploi occupé. La variable possède 4 modalités et une indicatrice est associée à chacune d'elles.

- Temps de travail (*nacs*) :

On utilise une variable qui renseigne sur la *nature de l'activité principale des revenus salariaux* perçus en 2002 en termes de partage du temps de travail entre

temps partiel et temps plein. La variable présente 4 modalités et une indicatrice est associée à chacune d'elles.

- Activités d'encadrement (*encad*) :

Il s'agit d'une variable permettant de distinguer l'exercice d'une *activité d'encadrement pour le dernier emploi*.

- Statut (*chpub*) :

C'est une variable à trois modalités qui *renseigne sur le statut des salariés pour le dernier emploi* selon qu'ils travaillent ou non dans le secteur public, ou qu'ils sont chefs d'entreprise. A chaque modalité est associée une indicatrice.

- Ancienneté (*ancr03*) :

La variable renseigne sur *l'ancienneté dans l'entreprise au dernier emploi* en distinguant 4 niveaux d'ancienneté auquel nous associons des indicatrices.

- Nombre de salariés de l'entreprise (*nsent2*) :

Cette variable présente 3 modalités. Elle a été construite en regroupant les modalités d'une variable ayant 7 modalités qui correspondent au *nombre de salariés dans l'entreprise (pour les salariés) dans le dernier emploi (nsent)*.

- Secteur d'activité (*nafg4*) :

Cette variable qui présente 5 modalités, renseigne sur *l'activité de l'établissement au dernier emploi*.

- Formations (*nbforms3*) :

La variable a été construite en regroupant les modalités d'une variable donnant le *nombre total de formation depuis 1998* suivie par l'individu. La variable obtenue présente 3 modalités et pour chaque modalité une indicatrice a été construite.

- Expérience potentielle (*pexp*) :

L'approximation de l'expérience potentielle retenue ici est égale à la différence entre l'année sur laquelle porte l'information sur le salaire perçu (2002) et *l'année de fin d'études (afe)*.

- Revenu non salarial (*benred_tr*) :

A partir d'une variable donnant le montant des revenus non salariaux perçus en 2002, nous construisons une variable à 5 modalités qui correspondent à des niveaux différents des revenus non salariaux perçus. A chaque modalité est associée une indicatrice.

Tableau B.4. 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.4 (suite). Variables explicatives

Nom de la variable	Détails	
<i>nacs</i> : temps de travail	Modalités : 1 : à temps complet uniquement 3 : 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

Tableau B.5. Structure de l'échantillon en fonction des variables explicatives : valeurs moyennes^a

variables	$s_h = 1$ $o_{fr} = 1$	$s_h = 1$ $o_{fr} = 0$	$s_h = 1$	$s_h = 0$ $o_{fr} = 1$	$s_h = 0$ $o_{fr} = 0$	$s_h = 0$	ensemble
<i>resid</i> ₁ ^b	0.597	0.226	0.585	0.584	0.182	0.571	0.578
<i>resid</i> ₂	0.052	0.051	0.052	0.054	0.059	0.054	0.053
<i>resid</i> ₃	0.193	0.221	0.194	0.200	0.230	0.201	0.198
<i>resid</i> ₄	0.112	0.275	0.118	0.110	0.276	0.115	0.116
<i>resid</i> ₅	0.010	0.024	0.011	0.012	0.035	0.013	0.012
<i>resid</i> ₆	0.005	0.012	0.005	0.007	0.020	0.007	0.006
<i>resid</i> ₇	0.012	0.078	0.014	0.013	0.098	0.015	0.015
<i>rgnai</i> _{2_{fm}}	0.965	0.423	0.947	0.959	0.475	0.944	0.946
<i>rgnai</i> _{2_{dt}}	0.008	0.000	0.008	0.008	0.004	0.008	0.008
<i>rgnai</i> _{2_{hf}}	0.027	0.577	0.045	0.032	0.521	0.048	0.046
<i>typfam</i> ₁	0.147	0.134	0.147	0.124	0.103	0.123	0.134
<i>typfam</i> ₂	0.010	0.012	0.011	0.008	0.022	0.009	0.010
<i>typfam</i> ₃	0.041	0.051	0.041	0.084	0.101	0.084	0.064
<i>typfam</i> ₄	0.242	0.151	0.240	0.266	0.140	0.262	0.251
<i>typfam</i> ₅	0.355	0.360	0.355	0.310	0.265	0.309	0.331
<i>typfam</i> ₆	0.002	0.005	0.002	0.017	0.059	0.018	0.011
<i>typfam</i> ₇	0.202	0.287	0.205	0.192	0.311	0.195	0.200
<i>gspder</i> ₁	0.041	0.000	0.039	0.019	0.000	0.019	0.028
<i>gspder</i> ₂	0.065	0.066	0.065	0.029	0.020	0.028	0.046
<i>gspder</i> ₃	0.179	0.129	0.177	0.096	0.059	0.095	0.134
<i>gspder</i> ₄	0.248	0.161	0.245	0.231	0.129	0.227	0.236
<i>gspder</i> ₅	0.124	0.153	0.125	0.470	0.514	0.472	0.309
<i>gspder</i> ₆	0.246	0.307	0.248	0.041	0.048	0.041	0.138
<i>gspder</i> ₇	0.090	0.161	0.092	0.076	0.107	0.077	0.084
<i>ddiplh</i> _{num21}	0.143	0.163	0.144	0.136	0.096	0.135	0.139
<i>ddiplh</i> _{num23}	0.110	0.058	0.108	0.136	0.112	0.135	0.122
<i>ddiplh</i> _{num24}	0.148	0.112	0.147	0.164	0.131	0.163	0.155
<i>ddiplh</i> _{num25}	0.332	0.268	0.330	0.255	0.239	0.254	0.290
<i>ddiplh</i> _{num26}	0.061	0.061	0.061	0.082	0.107	0.082	0.072
<i>ddiplh</i> _{num27}	0.203	0.294	0.206	0.225	0.267	0.226	0.217
<i>contrat</i> ₁	0.748	0.637	0.744	0.660	0.530	0.656	0.697
<i>contrat</i> ₂	0.063	0.119	0.065	0.109	0.195	0.112	0.090
<i>contrat</i> ₃	0.027	0.083	0.029	0.016	0.033	0.017	0.022
<i>nacs</i> ₁	0.793	0.747	0.792	0.497	0.438	0.495	0.635
<i>nacs</i> ₂	0.036	0.044	0.036	0.194	0.153	0.193	0.119
<i>nacs</i> ₃	0.011	0.010	0.011	0.030	0.020	0.029	0.021
<i>encad</i> ₁	0.260	0.180	0.257	0.107	0.081	0.106	0.177
<i>encad</i> ₂	0.586	0.667	0.588	0.682	0.681	0.682	0.638
<i>chpub</i> ₁	0.006	0.000	0.006	0.002	0.000	0.002	0.004
<i>chpub</i> ₂	0.186	0.153	0.185	0.245	0.197	0.244	0.216
<i>chpub</i> ₃	0.659	0.693	0.660	0.543	0.565	0.544	0.598

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 27325.

Pour lecture :

^a Pour les indicatrices la moyenne correspond à la part de la modalité dans la population considérée.

Lecture :

^bLa part des individus résidant dans unité urbaine de moins de 100000 habitants (*resid*₁ = 1) est de 0.597 pour les hommes ($s_h = 1$) d'origine française ($s_{fr} = 1$), de 0.226 pour les hommes ($s_h = 1$) d'origine africaine ($s_{fr} = 0$), de 0.585 pour les hommes ($s_h = 1$), de 0.584 pour les femmes ($s_h = 0$) d'origine française ($s_{fr} = 1$), de 0.182 pour les femmes ($s_h = 0$) d'origine africaine ($s_{fr} = 0$), de 0.571 pour les femmes ($s_h = 0$), et de 0.578 pour l'ensemble des individus.

Tableau B.5 (suite). Structure de l'échantillon en fonction des variables explicatives : valeurs moyennes^a

variables	$s_h = 1$	$s_h = 1$	$s_h = 1$	$s_h = 0$	$s_h = 0$	$s_h = 0$	ensemble
	$o_{fr} = 1$	$o_{fr} = 0$		$o_{fr} = 1$	$o_{fr} = 0$		
<i>ancr03</i> ₀	0.094	0.156	0.096	0.089	0.136	0.090	0.093
<i>ancr03</i> ₁	0.253	0.372	0.256	0.248	0.361	0.252	0.254
<i>ancr03</i> ₂	0.151	0.175	0.152	0.149	0.125	0.149	0.150
<i>ancr03</i> ₃	0.223	0.134	0.220	0.187	0.123	0.185	0.202
<i>ancr03</i> ₄	0.248	0.095	0.243	0.177	0.042	0.173	0.206
<i>nsent</i> ₁	0.024	0.019	0.024	0.030	0.031	0.030	0.027
<i>nsent</i> ₂	0.072	0.095	0.073	0.072	0.048	0.071	0.072
<i>nsent</i> ₃	0.127	0.129	0.128	0.102	0.096	0.102	0.114
<i>nafg4</i> _{es}	0.057	0.010	0.056	0.024	0.007	0.024	0.039
<i>nafg4</i> _{et}	0.240	0.165	0.238	0.101	0.066	0.099	0.165
<i>nafg4</i> _{eu}	0.090	0.102	0.091	0.010	0.002	0.010	0.048
<i>nafg4</i> _{ev}	0.574	0.650	0.576	0.698	0.685	0.698	0.641
<i>nbform</i> ₃₀	0.495	0.547	0.497	0.561	0.597	0.562	0.531
<i>nbform</i> ₃₁	0.399	0.392	0.398	0.371	0.372	0.371	0.384
<i>nbform</i> ₃₂	0.106	0.061	0.105	0.068	0.031	0.067	0.085
<i>pexp</i> ^b	21.46	19.11	21.38	22.14	17.74	22.00	21.71
<i>benred</i> ₀₁	0.909	0.949	0.911	0.956	0.985	0.957	0.935
<i>benred</i> ₀₂	0.021	0.010	0.020	0.012	0.009	0.012	0.016
<i>benred</i> ₀₃	0.022	0.019	0.022	0.011	0.000	0.011	0.016
<i>benred</i> ₀₄	0.023	0.010	0.023	0.010	0.000	0.010	0.016
<i>benred</i> ₀₅	0.025	0.012	0.024	0.010	0.007	0.010	0.017

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 27325.

Pour lecture :

^a Pour les indicatrices la moyenne correspond à la part de la modalité dans la population considérée.

Lecture :

^bL'expérience potentielle moyenne (*pexp*) est de 21.46 pour les hommes ($s_h = 1$) d'origine française ($s_{fr} = 1$), de 19.11 pour les hommes ($s_h = 1$) d'origine africaine ($s_{fr} = 0$), de 21.38 pour les hommes ($s_h = 1$), de 22.14 pour les femmes ($s_h = 0$) d'origine française ($s_{fr} = 1$), de 17.74 pour les femmes ($s_h = 0$) d'origine africaine ($s_{fr} = 0$), de 22.00 pour les femmes ($s_h = 0$), et de 21.71 pour l'ensemble des individus.

Tableau B.6. Structure de l'échantillon de salariés en fonction des variables explicatives : valeurs moyennes^a

variables	$s_h = 1$ $o_{fr} = 1$	$s_h = 1$ $o_{fr} = 0$	$s_h = 1$	$s_h = 0$ $o_{fr} = 1$	$s_h = 0$ $o_{fr} = 0$	$s_h = 0$	ensemble
<i>resid</i> ₁	0.579	0.240	0.568	0.567	0.183	0.557	0.563
<i>resid</i> ₂	0.055	0.052	0.055	0.056	0.043	0.056	0.055
<i>resid</i> ₃	0.202	0.225	0.203	0.203	0.211	0.204	0.203
<i>resid</i> ₄	0.119	0.277	0.124	0.125	0.337	0.131	0.127
<i>resid</i> ₅	0.009	0.024	0.010	0.012	0.029	0.012	0.011
<i>resid</i> ₆	0.006	0.012	0.006	0.006	0.018	0.006	0.006
<i>resid</i> ₇	0.012	0.070	0.014	0.014	0.108	0.016	0.015
<i>rgnai</i> _{2_{fm}}	0.965	0.450	0.949	0.959	0.470	0.946	0.948
<i>rgnai</i> _{2_{dt}}	0.008	0.000	0.008	0.009	0.004	0.009	0.009
<i>rgnai</i> _{2_{hf}}	0.027	0.550	0.043	0.031	0.527	0.044	0.043
<i>typfam</i> ₁	0.143	0.109	0.142	0.140	0.133	0.139	0.141
<i>typfam</i> ₂	0.009	0.012	0.009	0.009	0.029	0.009	0.009
<i>typfam</i> ₃	0.036	0.046	0.036	0.090	0.108	0.090	0.063
<i>typfam</i> ₄	0.238	0.158	0.236	0.248	0.143	0.245	0.241
<i>typfam</i> ₅	0.357	0.353	0.357	0.319	0.269	0.318	0.338
<i>typfam</i> ₆	0.002	0.000	0.002	0.014	0.043	0.014	0.008
<i>typfam</i> ₇	0.215	0.322	0.218	0.181	0.276	0.183	0.201
<i>gspder</i> ₁	0.007	0.000	0.007	0.004	0.000	0.004	0.005
<i>gspder</i> ₂	0.028	0.027	0.028	0.010	0.018	0.010	0.019
<i>gspder</i> ₃	0.192	0.143	0.191	0.116	0.075	0.115	0.154
<i>gspder</i> ₄	0.275	0.188	0.273	0.270	0.194	0.268	0.270
<i>gspder</i> ₅	0.137	0.158	0.137	0.497	0.577	0.499	0.315
<i>gspder</i> ₆	0.268	0.334	0.270	0.042	0.039	0.042	0.158
<i>gspder</i> ₇	0.092	0.149	0.094	0.061	0.097	0.062	0.078
<i>ddiplh</i> _{num21}	0.151	0.179	0.152	0.161	0.125	0.160	0.156
<i>ddiplh</i> _{num23}	0.117	0.070	0.116	0.159	0.147	0.159	0.137
<i>ddiplh</i> _{num24}	0.152	0.125	0.151	0.180	0.147	0.179	0.165
<i>ddiplh</i> _{num25}	0.328	0.280	0.326	0.252	0.258	0.253	0.290
<i>ddiplh</i> _{num26}	0.061	0.061	0.061	0.078	0.079	0.078	0.069
<i>ddiplh</i> _{num27}	0.189	0.249	0.191	0.169	0.211	0.170	0.181
<i>contrat</i> ₁	0.858	0.742	0.854	0.841	0.735	0.839	0.847
<i>contrat</i> ₂	0.065	0.125	0.067	0.118	0.204	0.120	0.093
<i>contrat</i> ₃	0.028	0.079	0.029	0.016	0.032	0.017	0.023
<i>nacs</i> ₁	0.941	0.933	0.941	0.687	0.717	0.688	0.817
<i>nacs</i> ₂	0.042	0.055	0.043	0.269	0.251	0.268	0.153
<i>nacs</i> ₃	0.013	0.012	0.013	0.041	0.032	0.041	0.027
<i>encad</i> ₁	0.298	0.201	0.295	0.137	0.118	0.136	0.217
<i>encad</i> ₂	0.662	0.754	0.664	0.843	0.860	0.843	0.752
<i>chpub</i> ₁	0.006	0.000	0.006	0.003	0.000	0.003	0.004
<i>chpub</i> ₂	0.215	0.176	0.214	0.322	0.280	0.321	0.267
<i>chpub</i> ₃	0.744	0.778	0.745	0.658	0.699	0.659	0.703

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 27325.

Pour lecture :

^a Pour les indicatrices la moyenne correspond à la part de la modalité dans la population considérée.

Lecture :

^bLa part des salariés résidant dans unité urbaine de moins de 100000 habitants (*resid*₁ = 1) est de 0.579 pour les hommes ($s_h = 1$) salariés d'origine française ($s_{fr} = 1$), de 0.240 pour les hommes ($s_h = 1$) salariés d'origine africaine ($s_{fr} = 0$), de 0.568 pour les hommes ($s_h = 1$) salariés, de 0.567 pour les femmes ($s_h = 0$) salariées d'origine française ($s_{fr} = 1$), de 0.183 pour les femmes ($s_h = 0$) salariées d'origine africaine ($s_{fr} = 0$), de 0.557 pour les femmes ($s_h = 0$) salariées, et de 0.563 pour l'ensemble de salariés.

Tableau B.6 (suite). Structure de l'échantillon de salariés en fonction des variables explicatives : valeurs moyennes^a

variables	$s_h = 1$	$s_h = 1$	$s_h = 1$	$s_h = 0$	$s_h = 0$	$s_h = 0$	ensemble
	$o_{fr} = 1$	$o_{fr} = 0$		$o_{fr} = 1$	$o_{fr} = 0$		
<i>ancr03</i> ₀	0.104	0.161	0.105	0.106	0.190	0.109	0.107
<i>ancr03</i> ₁	0.268	0.413	0.272	0.293	0.444	0.297	0.284
<i>ancr03</i> ₂	0.154	0.185	0.155	0.165	0.143	0.165	0.160
<i>ancr03</i> ₃	0.226	0.137	0.224	0.221	0.158	0.219	0.221
<i>ancr03</i> ₄	0.248	0.103	0.244	0.215	0.065	0.211	0.228
<i>nsent</i> ₁	0.026	0.021	0.025	0.034	0.025	0.034	0.030
<i>nsent</i> ₂	0.079	0.097	0.080	0.085	0.061	0.085	0.082
<i>nsent</i> ₃	0.142	0.128	0.142	0.124	0.125	0.124	0.133
<i>nafg4</i> _{es}	0.027	0.009	0.026	0.012	0.007	0.012	0.019
<i>nafg4</i> _{et}	0.267	0.176	0.264	0.120	0.079	0.118	0.193
<i>nafg4</i> _{eu}	0.089	0.100	0.089	0.012	0.000	0.012	0.051
<i>nafg4</i> _{ev}	0.612	0.708	0.615	0.841	0.892	0.842	0.726
<i>nbform</i> ₃₀	0.451	0.495	0.452	0.460	0.509	0.462	0.457
<i>nbform</i> ₃₁	0.432	0.432	0.432	0.451	0.441	0.451	0.442
<i>nbform</i> ₃₂	0.117	0.073	0.116	0.088	0.050	0.087	0.102
<i>pexp</i>	20.38	18.07	20.31	20.28	17.17	20.20	20.25
<i>benred</i> ₀₁	0.988	0.988	0.988	0.993	0.989	0.993	0.990
<i>benred</i> ₀₂	0.008	0.009	0.008	0.003	0.011	0.003	0.005
<i>benred</i> ₀₃	0.002	0.000	0.002	0.001	0.000	0.001	0.002
<i>benred</i> ₀₄	0.001	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001
<i>benred</i> ₀₅	0.002	0.003	0.002	0.001	0.000	0.001	0.001

Source : Enquête FQP 2003 (INSEE).

Nombre d'observations : 27325.

Pour lecture :

^a Pour les indicatrices la moyenne correspond à la part de la modalité dans la population considérée.

Lecture :

^bL'expérience potentielle moyenne (*pexp*) est de 20.38 pour les hommes ($s_h = 1$) salariés d'origine française ($s_{fr} = 1$), de 18.07 pour les hommes ($s_h = 1$) salariés d'origine africaine ($s_{fr} = 0$), de 20.31 pour les hommes ($s_h = 1$) salariés, de 20.28 pour les femmes ($s_h = 0$) salariées d'origine française ($s_{fr} = 1$), de 17.17 pour les femmes ($s_h = 0$) salariées d'origine africaine ($s_{fr} = 0$), de 20.20 pour les femmes ($s_h = 0$) salariées, et de 20.25 pour l'ensemble de salariés.

Tableau B.7. 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.

C Résultats des estimations

C.1 Modèle Tobit de type 2

C.1.1 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>rgnai</i> _{2fm}	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</i> _{num21}	0.350	0.067	5.215	0.000
<i>ddiplh</i> _{num23}	0.325	0.075	4.346	0.000
<i>ddiplh</i> _{num24}	0.224	0.061	3.655	0.000
<i>ddiplh</i> _{num25}	0.214	0.045	4.761	0.000
<i>ddiplh</i> _{num26}	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>rgnai</i> _{2fm}	-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>nafg</i> _{4ev}	-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</i> _{num21}	0.332	0.024	13.96	0.000
<i>ddiplh</i> _{num23}	0.220	0.022	9.957	0.000
<i>ddiplh</i> _{num24}	0.172	0.019	8.910	0.000
<i>ddiplh</i> _{num25}	0.063	0.015	4.081	0.000
<i>ddiplh</i> _{num26}	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>ancr03</i> ₁	0.250	0.019	13.43	0.000
<i>ancr03</i> ₂	0.290	0.021	13.66	0.000
<i>ancr03</i> ₃	0.317	0.021	15.02	0.000
<i>ancr03</i> ₄	0.363	0.023	15.81	0.000
<i>nbform3</i> ₁	0.013	0.013	0.967	0.334
<i>nbform3</i> ₂	0.062	0.021	3.014	0.003
<i>pexp</i>	0.033	0.002	17.75	0.000
<i>pexp</i> ²	-0.001	0.000	-11.9	0.000
<i>benred</i> ₀₁	-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>resid</i> ₁	0.032	0.024	1.319	0.187
<i>resid</i> ₂	0.036	0.031	1.150	0.250
<i>resid</i> ₃	0.035	0.025	1.390	0.165
<i>resid</i> ₄	0.176	0.027	6.471	0.000
<i>rgnai2</i> _{fm}	-0.019	0.026	-0.741	0.459
<i>nacs</i> ₁	-0.070	0.021	-3.26	0.001
<i>contrat</i> ₁	0.265	0.017	15.20	0.000
<i>nafg4</i> _{ev}	-0.023	0.011	-2.01	0.045
<i>nsent2</i> ₂	0.039	0.016	2.467	0.014
<i>nsent2</i> ₃	0.099	0.012	8.097	0.000
<i>encad</i> ₁	0.088	0.012	7.609	0.000
<i>chpub</i> ₂	-0.025	0.014	-1.79	0.073
<i>gspder</i> ₂	0.494	0.034	14.40	0.000
<i>gspder</i> ₃	0.322	0.017	19.42	0.000
<i>gspder</i> ₅	-0.153	0.017	-8.86	0.000
<i>gspder</i> ₆	-0.147	0.015	-9.84	0.000
<i>gspder</i> ₇	-0.264	0.021	-12.9	0.000
<i>ddiplh</i> _{num21}	0.354	0.023	15.42	0.000
<i>ddiplh</i> _{num23}	0.240	0.021	11.25	0.000
<i>ddiplh</i> _{num24}	0.189	0.019	10.12	0.000
<i>ddiplh</i> _{num25}	0.080	0.015	5.548	0.000
<i>ddiplh</i> _{num26}	0.116	0.023	5.025	0.000
<i>ancr03</i> ₁	0.250	0.019	13.46	0.000
<i>ancr03</i> ₂	0.290	0.021	13.65	0.000
<i>ancr03</i> ₃	0.317	0.021	15.00	0.000
<i>ancr03</i> ₄	0.366	0.023	15.96	0.000
<i>nbform3</i> ₁	0.040	0.011	3.496	0.000
<i>nbform3</i> ₂	0.101	0.018	5.699	0.000
<i>pexp</i>	0.035	0.002	20.40	0.000
<i>pexp</i> ²	-0.001	0.000	-16.2	0.000
<i>benred</i> ₀₁	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.1.2 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	3.482	-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.1.3 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}</i> ₂₁	0.442	0.052	8.450	0.000
<i>ddiplh_{num}</i> ₂₃	0.507	0.051	9.998	0.000
<i>ddiplh_{num}</i> ₂₄	0.329	0.044	7.526	0.000
<i>ddiplh_{num}</i> ₂₅	0.254	0.035	7.157	0.000
<i>ddiplh_{num}</i> ₂₆	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.1.4 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}</i> ₂₁	0.555	0.274	2.029	0.042
<i>ddiplh_{num}</i> ₂₃	0.767	0.255	3.012	0.003
<i>ddiplh_{num}</i> ₂₄	0.283	0.225	1.255	0.209
<i>ddiplh_{num}</i> ₂₅	0.417	0.177	2.349	0.019
<i>ddiplh_{num}</i> ₂₆	-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	1.162	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.

C.2 Discrimination salariale

Tableau C.9. 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.

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] **Alba R., Denton N.**, "Les données raciales et ethniques aux Etats-Unis : entre connaissance scientifique et politique des identités ", *Revue Française de Sociologie*, vol.49-1, 2008, p.141-151.
- [4] **Arrow K.**, "The Theory of Discrimination", 1971, Industrial Relation Section, Princeton University, Working Paper No. 30A.
- [5] **Bambara T.C.**, "The Black Woman : An Anthology", 1970, New York : New Amsterdam Library.
- [6] **Blinder A.S.**, "Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates", *The Journal of Human Resources*, vol.8, no.4, 1973, p.436-455.
- [7] **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.
- [8] **Cameron A.C, Trivedi P.K.**, "Microeconometrics, Methods and Applications", 2005, Cambridge University Press.
- [9] **Collins P.**, "Black Feminist Thought : Knowledge, Consciousness and the Politics of Empowerment", (1ere edition en 1990, 2e edition en 2000) New York : Routledge.
- [10] **Collins P.**, "The social construction of black feminist thought", *Signs*, vol.14, no.4, summer 1989, p.745-773.
- [11] **Commission Européenne**, "Lutte contre la discrimination multiple : pratiques, politiques et lois", Direction générale de l'emploi, des affaires sociales et de l'égalité des chances, Unité G.4, Septembre 2007.
- [12] **Commission Européenne**, "La discrimination dans l'union européenne", Eurobaromètre spéciale 263, Janvier 2007.
- [13] **Commission Ontarienne des Droits de la Personne**, "Approche intersectionnelle de la discrimination pour traiter des plaintes relatives aux droits de la personne fondées sur des motifs multiples", Octobre 2001, Document de travail.
- [14] **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.

- [15] **Cusset P-Y.**, "Les statistiques ethniques en France : où en sommes-nous?", Centre d'analyse stratégique, Note de veille no.22, 31 juillet 2006.
- [16] **Davis A.Y.**, "Women, Race, and Class", 1981, New York : Random House.
- [17] **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.
- [18] **Ferree M., Hall E. J.**, "Rethinking stratification from a feminist perspective : Gender, Race, and Class in Mainstream textbooks", *American Sociological Review*, vol.61, no.6, 1996, p.929-950.
- [19] **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.
- [20] **Gouriéroux C.**, "Econometrics of Qualitative Dependent Variables", 2000, Cambridge University Press.
- [21] **Heckman J.**, "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol.47, no.1, 1979, p.153-161.
- [22] **Juteau D.**, "Ethnicité et nation", *Dictionnaire critique du féminisme*, Paris, PUF, 2000, p.60-65.
- [23] **Lewis D. K.**, "A response to inequality : Black Women, Racism, and Sexism", *Signs*, vol.3, no.2, winter 1977, p.339-361.
- [24] **Lloyd C.**, "Genre, migration et ethnicité : perspectives féministes en Grande Bretagne", *Cahiers du Cedref*, no.8/9, 2000, p.17-42.
- [25] **Maddala G S.**, "Limited dependent and qualitative variables in econometrics", 1983, Cambridge University Press.
- [26] **Martiniello M., Simon P.**, "Les enjeux de la catégorisation. Rapports de domination et luttes autour de la représentation dans les sociétés post-migratoires", *Revue Européenne des Migrations Internationales*, vol.21, no.2, 2005, p.7-18.
- [27] **Mc Call L.**, "The Complexity of Intersectionality", *Journal of Women in Culture and Society*, vol.30, no.3, 2005, p.1771-1800.
- [28] **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.
- [29] **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.
- [30] **Neumark D.**, "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination", *The Journal of Human Resources*, vol.23, no.3, 1988, p.279-295.

- [31] **Oaxaca R.L.**, "Male-Female wage differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, vol.14, no.3, 1973, p.693-709.
- [32] **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.
- [33] **Piguet E.**, "Les approches méthodologiques de la discrimination à l'embauche sur le marché de travail ", *Migrations et Sociétés*, vol.18, no.105-106, 2006, p.175-187.
- [34] **Poiret C.**, "Articuler les rapports de sexe, de classe et interethniques : quelques enseignements du débat nord-américain", *Revue Européenne des Migrations Internationales*, vol.21, no.1, 2005, p.195-226.
- [35] **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.
- [36] **Simon P.**, "La statistique des origines, "race" et ethnicité dans les recensements aux Etats-Unis, Canada et Grande-Bretagne", *Sociétés contemporaines*, no.26, 1997, p.11-44.
- [37] **Vourc'h F., de Rudder V.**, "Ordre social raciste, classisme et sexisme", *Migrations et Sociétés*, vol.18, no.105-106, 2006, p.121-134.
- [38] **Wooldridge J.M.**, "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data", 2002, The MIT Press.

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site <http://www.cee-recherche.fr>

- N° 99** *Les zones urbaines sensibles en Île-de-France : typologie des tensions territoriales*
YANNICK L'HORTY, FLORENT SARI
mai 2008
- N° 98** *Flexibilité interne et flexibilité externe : complémentarité, substitution et impact des 35 heures*
MATTHIEU BUNEL
avril 2008
- N°97-1 à 97-22** *Sortir du chômage en Alsace, Aquitaine, Auvergne... Rhône-Alpes [22 analyses régionales]*
EMMANUEL DUGUET, YANNICK L'HORTY, FLORENT SARI, avec J. BOUGARD, L. GOUPIL, A. WISSLER
avril 2008
- N°96-2** *Importance and Meaning of Work in Europe: a French Singularity*
LUCIE DAVOINE, DOMINIQUE MEDA
février 2008
- N°96-1** *Place et sens du travail en Europe : une singularité française ?*
LUCIE DAVOINE, DOMINIQUE MEDA
février 2008
- N° 95** *Recours aux aides professionnelles et mobilisation familiale. La prise en charge des personnes souffrant de troubles du comportement et de la mémoire repose-t-elle sur des configurations d'aide spécifiques ?*
OLIVIER BAGUELIN, AGNES GRAMAIN
janvier 2008
- N° 94** *Diversité des modes de conciliation entre vie professionnelle et vie familiale pour les mères de jeunes enfants*
CORINNE PERRAUDIN, MURIEL PUCCI
décembre 2007
- N° 93** *Intensité du travail et trajectoire professionnelle : le travail intense est-il soutenable ?*
THOMAS AMOSSE, MICHEL GOLLAC
septembre 2007
- N° 92** *Male-Female Wage Gap and Vertical Occupational Segregation: the Role of Motivation for Work and Effort*
OLIVIER BAGUELIN
septembre 2007
- N° 91** *Construire un modèle de profilage des demandeurs d'emploi : défi statistique ou défi politique ?*
ETIENNE DEBAUCHE, NATHALIE GEORGES
août 2007