

ETIENNE RAIN

LA MESURE DE LA DISCRIMINATION HOMME/FEMME

Mémoire
présenté
à la Faculté des études supérieures
de l'Université Laval
pour l'obtention
du grade de maître ès arts (M.A.)

Département d'Économique
FACULTÉ DES SCIENCES SOCIALES
UNIVERSITÉ LAVAL

JANVIER 1999



National Library
of Canada

Acquisitions and
Bibliographic Services

395 Wellington Street
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

Bibliothèque nationale
du Canada

Acquisitions et
services bibliographiques

395, rue Wellington
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

Your file Votre référence

Our file Notre référence

The author has granted a non-exclusive licence allowing the National Library of Canada to reproduce, loan, distribute or sell copies of this thesis in microform, paper or electronic formats.

The author retains ownership of the copyright in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque nationale du Canada de reproduire, prêter, distribuer ou vendre des copies de cette thèse sous la forme de microfiche/film, de reproduction sur papier ou sur format électronique.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur qui protège cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

0-612-38178-1

Résumé

Les études sur la mesure de la discrimination sont nombreuses, notamment en ce qui concerne les minorités ethniques. Cependant, force est de constater que la plupart d'entre elles portent sur les États-Unis. Je me suis placé, dans cette étude, dans le cadre d'un pays européen, la France, dont les structures et les traditions sociales sont importantes.

A travers l'utilisation de techniques économétriques traitant les données de panel, la décomposition de Oaxaca va permettre de séparer analytiquement une différence d'acquisition de capital humain et une mesure de la discrimination. Les résultats obtenus montrent qu'il existe, en France, de la discrimination entre les sexes et suivant la classe d'âge.

ETIENNE RAIN

GUY LACROIX

Avant-propos

Je tiens tout d'abord à remercier mon dynamique et au combien patient directeur, Monsieur Guy Lacroix. Sa grande disponibilité ainsi que ses conseils m'ont été très précieux tout au long de la réalisation de ce mémoire.

Que serais je sans mes parents et leur soutien ? Finalement c'est à eux que je dédie ce mémoire, à ma mère et à mon père, sans la moindre discrimination.....

Table des matières

1. INTRODUCTION	8
2. REVUE DE LA LITTÉRATURE	9
2.1 POURQUOI S'INTÉRESSER À LA DISCRIMINATION ?	9
2.1.1 <i>Effets sur la société</i>	9
2.1.2 <i>Effets variables selon la population</i>	11
2.1.3 <i>La distinction entre les types de discrimination</i>	11
2.2 L'ESTIMATION DE LA DISCRIMINATION	12
2.3 L'AVANTAGE COMPARATIF DE LA NON DISCRIMINATION	13
3. ÉLÉMENTS EMPIRIQUES	15
4. MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE	19
4.1 LE MODÈLE DE BASE	19
4.2 LES MODÈLES À EFFETS FIXES ET ALÉATOIRES	20
4.2.1 <i>Les modèles à effets fixes</i>	20
4.2.2 <i>Les modèles à effets aléatoires</i>	22
4.2.3 <i>La décomposition de Oaxaca</i>	23
4.3 QUEL MODÈLE CHOISIR, EFFETS FIXES OU ALÉATOIRES?	26
5. ANALYSE DES DONNÉES	28

5.1	RÉSULTATS	28
5.2	LES TABLEAUX	29
6.	RÉSULTATS	32
6.1	ÉQUATION DE SALAIRE DES HOMMES ET DES FEMMES	32
6.1.1	<i>Modèle avec effets spécifiques aléatoires</i>	32
6.1.2	<i>Modèle avec effets fixes</i>	34
6.1.3	<i>Décomposition de Oaxaca</i>	36
6.2	DÉCOMPOSITION EN CLASSES D'ÂGES	37
6.2.1	<i>Décomposition 18-35</i>	37
6.2.2	<i>Décomposition 40-55 et plus</i>	39
6.3	TEST DE CHOW	41
6.4	DÉCOMPOSITION DE OAXACA ET TEST DE CHOW POUR LES SOUS-GROUPE	42
7.	CONCLUSION	45
	BIBLIOGRAPHIE	47
	ANNEXE A: Mnémonique et tableaux descriptifs	49
	ANNEXE B: Résultats des régressions	55

Liste des schémas et des tableaux

TABLEAU 1. ÉTUDES EN COUPES TRANSVERSALES SUR LE TYPE DE DIFFÉRENTIATION	16
GRAPHIQUE 1. DIFFÉRENCE DE SALAIRE OBSERVÉE	25
GRAPHIQUE 2. DÉCOMPOSITION DU SALAIRE	26
TABLEAU 2 : RÉSULTAT DU TEST DE CHOW	42
TABLEAU 3 : RÉSULTAT DU TEST DE CHOW POUR LES SOUS-GROUPE.	43
TABLEAU A.1. TABLEAUX ET SIGNIFICATIONS DES VARIABLES	50
TABLEAU A.2. LA FONCTION PRINCIPALE.	52
TABLEAU A.3. LE NOMBRE ET L'ÂGE DES ENFANTS	52
TABLEAU A.4. LE TEMPS DE TRAVAIL.	53
TABLEAU A.5. LA SITUATION MATRIMONIALE.	53
TABLEAU A.6. LA POSITION PROFESSIONNELLE DE L'EMPLOI ACTUEL.	53
TABLEAU A.7. L'ÂGE.	54
TABLEAU A.8. LE DIPLÔME.	54
TABLEAU A.9. TRANCHE D'UNITÉ URBAINE.	54
TABLEAU B.1. MCO SANS EFFETS SPÉCIFIQUES INDIVIDUELS	56
TABLEAU B.2. MOINDRES CARRÉS AVEC EFFETS SPÉCIFIQUES ALÉATOIRES	58
TABLEAU B.3. MCO SANS EFFETS SPÉCIFIQUES INDIVIDUELS	60
TABLEAU B.4. MOINDRES CARRÉS AVEC EFFETS FIXES	62
TABLEAU B.5. RÉSULTATS 1	63
TABLEAU B.6. MCO SANS EFFETS SPÉCIFIQUES INDIVIDUELS POUR LES 18-35 ANS	64

TABLEAU B.7. MOINDRES CARRÉS AVEC EFFETS ALÉATOIRES POUR LES 18-35 ANS	66
TABLEAU B.8. MOINDRES CARRÉS AVEC EFFETS FIXES POUR LES 18-35 ANS	68
TABLEAU B.9. RÉSULTATS 2	69
TABLEAU B.10. MCO SANS EFFETS SPÉCIFIQUES INDIVIDUELS POUR LES 40-55+ ANS	70
TABLEAU B.11. MOINDRES CARRÉS AVEC EFFETS ALÉATOIRES POUR LES 40-55+ ANS	72
TABLEAU B.12. MOINDRES CARRÉS AVEC EFFETS FIXES POUR LES 40-55+ ANS	74
TABLEAU B.13. RÉSULTATS 3	75

1. Introduction

La théorie classique de la discrimination introduite par Becker (1957) et, plus tard, affinée et étendue par Arrow (1972,1973) est la plus influente théorie économique de la discrimination sur le revenu différentiel. Bien que souvent critiquée, cette théorie sert de base à nombres d'études.

La discrimination est généralement perceptible quand une caractéristique superficielle (couleur de la peau, sexe) est utilisée pour restreindre l'accès individuel aux opportunités économiques, politiques ou sociales d'avancement. Le mot «superficiel» doit être pris dans le sens que la caractéristique utilisée pour la discrimination est pour une grande part, voire complètement, sans rapport avec les talents potentiels, l'habileté ou le dynamisme. La discrimination est effective quand les bénéfices de la société sont distribués au moins en partie sur la base de ces caractéristiques et qui sont sans regard avec la productivité relative de ses membres.

Le but de ce mémoire est d'essayer de déterminer s'il existe de la discrimination salariale entre hommes/femmes ; et son ampleur la cas échéant. L'étude portera sur le cas de la France, pays ayant de fortes traditions sociales.

On est ainsi amené à penser que la mesure de la discrimination devrait être relativement peu importante dans le cas d'un pays ayant de fortes préoccupations sociales. L'objectif de ce travail est de faire une comparaison de la mesure de la discrimination salariale entre différents secteurs de l'économie, différentes fonctions et positions professionnelles occupées par l'individu pour des situations matrimoniales, parentales et des âges différents.

2. Revue de la littérature

2.1 Pourquoi s'intéresser à la discrimination ?

Avant tout se pose la question de l'utilité d'un tel travail. Cette réflexion nous amène, en dehors de tous motifs moraux ou éthiques, à justifier notre intérêt pour la discrimination dans la mesure où elle est coûteuse pour la société en générale, et pour la population discriminée en particulier. De telles études sont utiles car, en démontrant l'existence de la discrimination, elles ouvrent la voie à des politiques correctrices.

2.1.1 Effets sur la société

Un effet majeur de la discrimination reste la mauvaise allocation des ressources rares. Ainsi, la répartition des récompenses et des punitions distribuées dans la société se fait en dissonance avec la productivité relative de ses membres. Ainsi, les ressources rares sont contraintes d'être allouées aux membres relativement improductifs de la «classe» favorite. Par conséquent, la production réelle de la société va se trouver en deçà de son potentiel.

Ce différentiel évolue en fonction de nombreux paramètres ; il apparaît ainsi une relation évidente entre la taille de la population cible et le degré de discrimination. La taille de la population discriminée semble reliée à la discrimination subie. Ainsi, sur le long terme, une discrimination contre un groupe majoritaire paraît peu réaliste dans le cadre d'une société démocratique. Cette manière de penser est en accord avec l'affirmation de Becker selon laquelle : «the relative number of T (la population cible) in the society at large also may be important...». De plus, selon lui «...a necessary condition for effective discrimination

against T is that T be an economic minority : a sufficient condition is that T be a numerical minority...». Dans notre cadre d'étude, la femme se rapproche d'avantage d'un groupe désavantagé que d'une minorité numérique. D'autre part, la relation entre le degré de discrimination et la taille de la population cible ne semble pas être linéaire.

La discrimination est-elle amenée à croître à mesure que la taille de la population « cible » augmente ? Cette facette de la relation entre la taille de la population cible et la discrimination est apparue depuis que l'influence des minorités au niveau politique, économique et culturel a été amenée à se développer. Dans l'optique contemporaine d'une implication croissante des femmes à la vie économique, il serait pertinent de déterminer si une plus grande discrimination ne serait pas intervenue si des mesures n'avaient pas été prises. Il n'en demeure pas moins que si la rémunération des femmes reste liée à ces mesures cela sous-tend l'idée d'une discrimination. Il se pose donc la question de l'efficacité des décisions politiques qui souvent, en prenant des résolutions qui ne font qu'avérer un mouvement, le ralentisse. En effet, les décisions politiques suivent souvent un mouvement social. En cherchant à rattraper ce mouvement, les décisions politiques prises peuvent en freiner la progression.

En dépit du fait que les mécanismes amenant à la discrimination demeurent tacites, ils peuvent cependant être déterminés et rationnellement évalués. Dans la perspective historique de l'évolution d'une société, l'intensité du goût pour la discrimination comme déterminant de la discrimination effective peut demeurer de moindre d'importance et peut même être au final, complètement non pertinent. Une société peut ainsi avoir fondée son *modus vivendi* sur un certain paradigme non remis en cause par les membres de cette société. Il semble que, à travers le lien existant entre économie du travail et sociologie, nous touchions un point important ne devant pas être négligé et pouvant poser des problèmes de mesure. Ainsi, dans le cadre d'une société où la discrimination transite par de nombreux canaux aussi bien tacites qu'apparents, la nature et surtout la signification du goût individuel pour la discrimination ne reste qu'un aspect de la variété de facteurs qui influenceront l'efficacité dans l'allocation des ressources.

2.1.2 Effets variables selon la population

Les effets de la discrimination se ressentent à de multiples niveaux. D'un côté, la société subit une perte d'efficacité certaine, d'un autre des coûts additionnels sont supportés par les membres de la population discriminée. Ces coûts additionnels se traduisent par une qualité de vie relativement moindre pour la population discriminée et restent perceptibles à travers un revenu réel par tête plus faible ou de plus mauvaises conditions de vie par exemple. En effet, la discrimination prive une partie des membres de la société d'une entière participation aux processus de production de la société ou à la pleine compensation pour sa participation. Cependant, cette vision manichéenne d'une stricte division de la société est sujette à de multiples remises en causes. Barand et Reich (1977) introduisent l'idée que les membres de la population « favorisée » pourraient eux aussi subir les conséquences d'une discrimination, notamment si le pouvoir d'achat des travailleurs en général est fragmenté et affaibli par les tensions sociales. Dans cette perspective, les membres individuels de la classe favorite pourraient souffrir de pertes aussi bien que l'employeur. Cette perspective sous-tend l'idée qu'il y aurait une « certaine régulation » de la discrimination ainsi qu'une limite d'acceptabilité à celle-ci.

L'idée même de discrimination suppose qu'il existe un profit pour la classe favorisée, notamment de plus hauts salaires. A travers cette idée de maximisation individuelle de l'utilité se trouve une explication aux résistances rencontrées envers des politiques anti-discriminatoires [modèles de Bergmann (1971), Madden (1985), études de Baldwin et Johnson (1996)]. Pour lutter contre cet état de fait, il convient donc d'éliminer cet avantage ; cela implique l'acquisition d'un outil efficace de mesure. Cotton (1988) propose une mesure ad hoc de décomposition du coefficient de discrimination entre les coûts imposés à la population discriminée et le bénéfice de la population avantagée.

2.1.3 La distinction entre les types de discrimination

Au travers de la littérature empirique émerge une distinction entre deux types d'action de discrimination : d'un côté on retrouve celle se produisant dans le cadre du marché du travail, de l'autre celle de domaines différents mais aux implications connexes. L'optique

originelle de Becker tente d'expliquer la discrimination sur le marché du travail entre les travailleurs blancs et noirs. L'idée principale reste que lorsque travailleurs ou employeurs blancs ont une aversion pour l'association avec les noirs, ils conduisent alors leurs transactions de manière à minimiser de tels contacts. L'idée de Becker peut se transposer avec quelques nuances au cas hommes/femmes. Les hommes auraient différents degrés d'aversion pour tous contacts professionnels avec les femmes et conduiraient leurs affaires de manière à minimiser ces contacts. Il en résulterait une discrimination envers les femmes sur le marché du travail. Selon Becker, ces discriminants «...must, in fact, either pay or forfeit income for this privilege».

La deuxième forme d'action de discrimination fait référence au traitement différent qui serait accordé aux femmes tous le long du processus qui les conduit sur le marché du travail. Ainsi, avant même leur entrée dans la vie active, l'influence de l'école, de la famille aurait déjà « influencé » leur choix occupationnel ultime. Il en résulterait donc que, si il n'apparaît pas ou peu de discrimination sur le marché du travail, celle ci aurait tout de même pu avoir lieu à l'étape précédente.

Malgré l'attrait évident d'une séparation analytique entre ces deux formes, il reste très difficile, dans la réalité, de les décomposer tant elles sont liées. En effet, bien que la discrimination sur le marché du travail et à ses frontières résultent de processus différents, les résultats de chaque sont essentiellement les mêmes et soulèvent de sérieux problèmes théoriques et empiriques.

2.2 L'estimation de la discrimination

Deux techniques retiennent l'attention quand à l'estimation de la discrimination. La première repose sur l'idée que la différence de salaire entre hommes/femmes peut être décomposée entre un intervalle de dotation et un intervalle de productivité. L'intervalle de dotation est la portion du gain différentiel attribuée au fait que la femme «aurait» en moyenne une plus petite dotation en capital humain que les hommes. L'intervalle de productivité serait dû au fait que le capital humain des femmes serait pourvu d'un plus petit retour par unité que celui des hommes. L'écart de salaire en raison de la discrimination

subie semble donc un indicateur pertinent du dynamisme du marché du travail. L'idée est de dire qu'un marché du travail dynamique assure une allocation optimale des ressources rares. Dans ce cadre, l'étendue de la discrimination est une mesure de ce dynamisme. La littérature récente a mis l'accent sur différentes méthodes pour estimer l'ampleur de la discrimination sur le marché du travail.

Ransom et Oaxaca (1994), par exemple, examinent des méthodes pour estimer l'étendue de la discrimination sur le marché du travail. Toutes ces méthodes impliquent la décomposition du salaire différentiel entre des composantes de dotation et des éléments de productivité.

La deuxième méthode est l'utilisation d'une variable muette. Cette technique se base sur l'utilisation d'une variable θ prenant une valeur de un lorsque l'individu est une femme et zéro sinon. L'examen du signe du coefficient θ dans l'équation de salaire indique alors la présence ou non de discrimination. Un signe inférieur à zéro amènera à supposer qu'il y a présence effective de discrimination.

2.3 L'avantage comparatif de la non discrimination

Quelque soit le choix de l'horizon temporel, la non discrimination procure à l'employeur un avantage comparatif assez évident. Ainsi, dans le court terme, l'embauche de travailleuses relativement plus productives amène de plus bas coûts par unité de travail ainsi que de plus hauts profits que pour des employeurs hostiles envers les femmes.

Sur le long terme, la moindre discrimination des employeurs augmentera la dépense des employeurs discriminant. Les pressions compétitives serviront sur le long terme à restaurer la parité des salaires entre les hommes et les femmes qui sont des substituts techniques parfaits. Le modèle de Becker «...predicts the absence of the phenomenon it was designed to explain» (Arrow, 1972). Becker anticipait ce résultat mais n'en tenait pas compte. Il arguait que les capacités de la moindre firme discriminante à développer sur le long terme seraient compromises «...if costs rises sharply with output ».

A travers le modèle de Becker s'ébauche une question centrale : pourquoi pratiquer de la discrimination alors qu'elle est nocive au fonctionnement compétitif d'une entreprise ? L'explication de la différence de salaires parmi des unités de travail homogènes proviendrait d'une déviation du comportement des individus, des employeurs, et des employés. Le comportement de l'employeur serait déviant dans le sens que la maximisation du profit ne serait pas la motivation première. En d'autres termes, la réticence des employeurs envers les femmes diminuerait la demande pour les travailleurs féminins et déprécierait le salaire relatif des femmes. Avec des goûts hétérogènes pour la discrimination, l'étendu du désavantage pour les femmes dépendrait de l'intensité moyenne du goût pour la discrimination et de la dispersion autour de la moyenne. Polachek et Kim (1994) précisent l'existence d'un biais potentiel dans l'approche traditionnelle de la mesure de la discrimination du salaire. Le problème est que, à cause des différences de temps de travail, les motivations des hommes et des femmes peuvent différer. Les pratiques économétriques standards assurent que ces différences de motivation pourraient être des interprétations individuelles spécifiques (que l'on modélise par des effets fixes). Ces auteurs prétendent qu'il peut aussi y avoir des différences dans la pente de la fonction de gains parce que les plus motivés des individus sont aussi ceux qui investiront le plus dans eux même, et de la, auront des profils plus accentués.

Les théories néoclassiques de la discrimination sont invariablement des théories de la discrimination du marché du travail. Comme telles, elles tendent à être trop strictes, donnant trop peu d'attention aux autres aspects du problème. Il semble donc que la discrimination extérieure au marché du travail et l'action collective qui sont des aspects importants à la compréhension du problème ne soient pas suffisamment abordées.

3. Éléments empiriques

Becker a défini le coefficient de discrimination comme la différence entre le ratio du salaire de deux groupes avec et sans discrimination. En l'absence de discrimination, les membres de chaque groupe seraient payés en accord avec leur productivité. La discrimination salariale peut être définie comme la différence de paiement entre deux groupes qui n'ont pas de différence de productivité. Dans cette approche empirique, des équations de salaires séparées sont estimées pour les membres de chaque groupe, c'est à dire celui des hommes et des femmes.

Spécifiquement nous prenons :

U_r = ratio de salaire non ajusté

A_r = ratio de salaire ajusté des femmes au salaire des hommes si les deux groupes avaient des valeurs égales dans les variables explicatives.

U_x = La partie inexpliquée de la différence de salaire (où l'estimation de la discrimination).

Les études auxquelles nous nous sommes référés ont toutes défini les U_r , A_r et U_x suivant la même idée.

$$1. U_r = \sum \beta_{i,f} X_{i,f} / \sum \beta_{i,h} X_{i,h}$$

$$2. A_r = \sum \beta_{i,f} X_{i,h} / \sum \beta_{i,h} X_{i,h}$$

$$3. U_x = (1 - A_r) / (1 - U_r)$$

Les β_i et les X_i sont respectivement les coefficients et les moyennes de la i ème variable dans la régression du salaire. Les γ et δ représentent les hommes et les femmes.

Il est important de garder en mémoire que ces études peuvent procurer à la fois une sur ou une sous-estimation de la vraie étendue de la discrimination. D'un côté les sources de données conventionnelles ne permettent pas des mesures de toute la productivité relative issues des caractéristiques. Si, par exemple, les hommes sont plus qualifiés au regard de ces variables omises, la discrimination sera surestimée. Les variables omises peuvent être de différentes natures. D'une part, elles peuvent être des caractéristiques propres à l'individu et difficilement mesurables telles que la motivation, la volonté de réussir etc. D'autre part ces études se basent sur des données disponibles, un certain nombre de variables concernant l'environnement de l'individu peuvent manquer ou être inexacts et ainsi biaiser les estimations. D'un autre côté, les différences en accord avec la productivité relative issue des caractéristiques peuvent refléter les effets indirects de la discrimination. Les difficultés posées par ces biais peuvent être illustrées en considérant s'il est approprié d'inclure des contrôles de l'emploi dans les équations de salaire. Leur utilisation tend à augmenter considérablement le pouvoir explicatif des régressions. Si on croit que les individus choisissent librement leur métier en accord avec leurs talents ou leurs goûts, les différences dans les récompenses pour les différents types de travail sont à juste titre incluses dans la part expliquée de la différence de salaire. En revanche, si les différences de travail sont causées par la discrimination alors les variables d'emplois doivent être exclus. Dans le cas où, à la fois la discrimination et le choix jouent un rôle, aucune procédure ne sera sans biais.

Avec ces quelques résultats en tête, nous allons passer en revue les éléments de ces études. On peut observer (cf. tableau 1) que la discrimination sur le marché du travail semble avoir un effet négatif substantiel sur les gains des femmes. La moyenne estimée du ratio de gain ajusté s'échelonne de .62 à .81 suivant les spécifications. Cependant, la portion inexpliquée de la moyenne varie de 51 à 87 % pour les femmes.

Un des problèmes de cette littérature empirique est qu'il est difficile de fournir des références clés. En effet, les résultats obtenus sont très différents au regard des techniques

économétrique et des variables explicatives utilisées. Nous pouvons toutefois souligner les résultats obtenus par Blau Francine (voir références) qui, au travers ces différents articles, nous permet de mieux comprendre que les résultats évoluent en fonction des techniques utilisées.

TABLEAU I. ÉTUDES EN COUPES TRANSVERSALES SUR LE TYPE DE DIFFÉRENTIATION POUR LES USA

Contrôle pour					
<i>Le travail</i>	<i>L'expérience réelle</i>	Moyennes			
Genre (femme / homme)		N	U _r	A _r	U _x
NON	NON	8	.54 (.13)	.62 (.12)	.87 (.10)
NON	OUI	2	.67 (.01)	.81 (.01)	.58 (.01)
OUI	NON	6	.56 (.14)	.72 (.14)	.64 (.10)
OUI	OUI	6	.61 (.17)	.77 (.12)	.51 (.15)

N = nombre d'études publiées entre 1970 et 1990 (voir les références).

On s'aperçoit donc qu'il existe une grande sensibilité dans la magnitude de la discrimination. Le fait que ni la productivité, ni la discrimination elles-mêmes ne soient directement observables pose de sérieux problèmes tant au niveau des biais que des techniques. Il semble que des facteurs non-discriminants non mesurés puissent compter pour une partie de ces différences. Ainsi, dans le cas de femmes, la division traditionnelle du travail dans la famille peut baisser leurs motivations, leur attachement au marché du

travail (après une naissance). Cependant il ne faut pas oublier que cela résulte aussi de choix personnels fait en toutes connaissances [Rapaport (1995)].

Cette revue des études empiriques suggère que, même quand des mesures de productivité strictement définies sont maintenues constantes, les femmes gagnent moins que les hommes. Nous sommes donc amenés à accepter la discrimination du marché du travail américain bien que finalement on ne puisse pas vraiment en déterminer la portée.

4. Modèle économétrique

Nous disposons de données françaises de type panel, c'est à dire une combinaison de séries temporelles et de coupes transversales sur les mêmes individus. Elles proviennent de l'enquête emploi pour les années 93/94/95. Cette enquête est riche en observations et en individus dont le renouvellement d'une année sur l'autre se fait par tiers.

4.1 Le modèle de base

La structure essentielle pour nos modèles en données de panel est du type,

$$\begin{aligned} W_{i,t} &= \mu_i + X_{i,t} \beta + \varepsilon_{i,t} \\ i &= 1, N \\ t &= 1, T \end{aligned}$$

Dans laquelle $W_{i,t}$ est le logarithme du salaire, $X_{i,t}$ un vecteur de K régresseurs composé de l'éducation, de l'expérience et d'autres mesures du capital humain, μ_i l'effet spécifique individuel pour l'individu i , et $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur. On déterminera alors des modèles pouvant être à effets fixes ou à effets aléatoires. Différentes versions de cette structure peuvent être analysées avec ces estimateurs incluant à la fois des modèles à un ou deux facteurs, c'est à dire un effet individuel et temporel ou des modèles avec autocorrélation des erreurs.

4.2 Les modèles à effets fixes et aléatoires

Parmi les modèles à effets fixes, nous allons distinguer les modèles à une composante et ceux à deux composantes.

4.2.1 Les modèles à effets fixes

A) Le modèle à une composante

Dans ce cas, α_i sont des paramètres à estimer, un par individu i . Le modèle peut donc s'écrire comme :

$$W_{i,t} = \sum_{n=1}^N (\alpha_n d_{n,i,t}) + X_{i,t} \beta + \varepsilon_{i,t}$$

$$W_{i,t} = \alpha_i + X_{i,t} \beta + \varepsilon_{i,t}$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim iid(0, \sigma^2 I_{NT})$$

Les constantes α_i sont des constantes individuelles spécifiques à l'individu i , et les d_i sont des variables muettes prenant la valeur 1 seulement quand $n = i$. Par exemple, deux individus peuvent avoir les mêmes caractéristiques mais toucher des salaires différents. Un effet spécifique individuel pourrait être la motivation différente entre ces individus. Cet effet sera capté par les α_i . Le modèle à effets fixes est un modèle classique de régression. La complication pour la procédure des moindres carrés est que N peut être très grand. Il en résulte que les formules usuelles pour déterminer les coefficients des moindres carrés sont incommodes, voire impossibles à appliquer. En effet, un rang de la matrice $(X'X) = N+k$ de trop grande taille ne permet pas une résolution par ordinateur. Néanmoins avec notre rang de matrice $N+k$ finis, nous allons estimer ce modèle.

B) Le modèle à deux composantes

Dans le cadre du modèle précédent, on s'est attardé au cas où seul l'effet individuel est pris en compte. Pour notre analyse nous allons généraliser le modèle et considérer qu'il y a des effets pour les individus mais aussi pour le temps. Il s'agit seulement d'une extension de

l'approche des moindres carrés avec variables muettes en incluant des effets temporels spécifiques. Soit :

$$W_{i,t} = \alpha_i + X_{i,t}\beta_i + \varepsilon_{i,t} + \gamma_t$$

Ces effets temporels spécifiques peuvent être motivés par des différences dans le cycle de croissance. Ainsi, suivant les années, l'économie peut être en récession, en expansion ou en dépression. Notre but est toujours de déterminer les vraies équations de salaire des hommes et des femmes. Pour cela, nous allons devoir faire disparaître les effets individuels spécifiques.

Il apparaît ainsi la nécessité pour un modèle à effets fixes à simple et à double composantes de travailler en différence, c'est à dire :

$$W_{i,t} = \alpha_i + X_{i,t}\beta_i + \varepsilon_{i,t} + \gamma_t$$

$$W_{i,t} - W_{i,t-1} = (X_{i,t} - X_{i,t-1})\beta_i + \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1} + \gamma_t - \gamma_{t-1}$$

$$(W_{i,t} - W_{i,t-1}) - (W_{j,t} - W_{j,t-1}) = (X_{i,t} - X_{i,t-1})\beta_i - (X_{j,t} - X_{j,t-1})\beta_j + \rho$$

où ρ est un terme composite de la différence.

Nous pouvons donc estimer une différence dans les équations de salaire sans les effets spécifiques individuels et temporels. En effet nous connaissons maintenant les estimateurs de l'équation de salaire pour les hommes et les femmes. Nous pouvons donc utiliser la décomposition de Oaxaca pour mesurer le degré de discrimination. Une des originalités de ce mémoire est de faire appel à des données françaises. En effet, la très grande majorité des études sur les écarts salariaux portent sur des données américaines ou anglaises. Bien que les données de panel ait déjà été utilisées pour les pays anglo-saxons, aucune enquête française concernant l'étude de la discrimination avec ce type de données n'a pu être relevé dans la littérature.

4.2.2 Les modèles à effets aléatoires

Parmi les modèles à effets aléatoires, nous allons distinguer les modèles à une composante et ceux à deux composantes.

A) Le modèle à simple composante

Soit μ_i un bruit spécifique individuel. Le modèle est représenté par

$$W_{i,t} = \alpha + X_{i,t}\beta + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

Avec une loi de distribution normale, soit:

$$E[\mu_i] = 0$$

$$V[\mu_i] = \sigma_u^2$$

$$Cov[\varepsilon_{i,t}, \mu_i] = 0$$

Le modèle à effets aléatoire¹ est un modèle de régression généralisée. Tout les bruits ont comme variance :

$$V[\varepsilon_{i,t} + \mu_i] = \sigma^2 = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2$$

Pour un i donné, les bruits dans les différentes périodes sont corrélés à cause de leur composante commune, μ_i .

$$Corr[\varepsilon_{i,t} + \mu_i, \varepsilon_{i,s} + \mu_i] = \rho = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma^2}$$

B) Le modèle deux composantes

Soit le modèle suivant :

$$W_{i,t} = \mu_0 + \mu_i + \gamma_t + X_{i,t}\beta + \varepsilon_{i,t}$$

¹ Le modèle à effets aléatoires est un modèle routinier en économie du travail. Il est estimé en deux étapes. On estime d'abord la variance et ensuite les coefficients à l'aide des moindres carré généralisés.

Avec :

$$E[\varepsilon_{i,t}] = E[\mu_i] = E[\gamma_t] = 0$$

$$E[\varepsilon_{i,t}\mu_i] = E[\varepsilon_{i,t}\gamma_t] = E[\mu_i\gamma_t] = 0$$

$$Var[\varepsilon_{i,t}] = \sigma_\varepsilon^2, Cov[\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,s}] = 0$$

$$Var[\mu_i] = \sigma_\mu^2, Cov[\mu_i, \mu_j] = 0$$

$$Var[\gamma_t] = \sigma_\gamma^2, Cov[\gamma_t, \gamma_s] = 0$$

On notera que ce dernier modèle comporte une constante globale, un effet individuel et un effet temporel.

4.2.3 La décomposition de Oaxaca

L'utilisation de la décomposition de Oaxaca dans le modèle à effets fixes présume, que le groupe des femmes peut avoir un salaire plus bas que la moyenne pour deux raisons : une déficience dans les caractéristiques qui génèrent les hauts salaires et/ou de maigres rendements de ces caractéristiques. Nous avons estimé, à l'aide du logiciel LIMDEP, les équations de salaire pour les hommes et les femmes à l'aide de techniques économétriques traitant les données de panel. Ces équations vont nous donner des indications sur le rendement des différences générant les salaires. Nous allons maintenant utiliser la décomposition de Oaxaca. Ainsi, la substitution des caractéristiques moyennes du groupe des hommes dans l'équation des femmes est une indication du salaire que les femmes recevraient si elles avaient les caractéristiques des hommes.

La différence entre cette estimation et la moyenne des salaires des hommes reflète la déficience de rémunération générant ces caractéristiques pour le groupe des femmes. Ensuite, en substituant les paramètres du groupe des hommes dans l'équation de salaire des femmes, nous calculerons le salaire que recevrait une femme si ses attributs étaient rémunérés au même taux que ceux des hommes. La différence entre cette estimation de salaire et le salaire moyen du groupe des hommes peut être interprétée comme une indication du degré de discrimination.

Dans un premier temps, nous estimons les équations de salaire par différence (ayant trois années dans notre panel, c'est possible), c'est à dire que nous éliminons les effets

fixes individuels en supposant qu'ils sont identiques de période en période (pendant deux ans pour pouvoir être éliminé en différence). C'est ensuite, une fois que nous avons obtenus les « vrais coefficients » que nous opérons la décomposition de Oaxaca. La décomposition de Oaxaca étant faite après que nous ayons travaillé en différence, nous avons pu enlever les effets fixes sans forcer les constantes à être égales à zéro.

Le sexe étant un effet fixe, si l'on doit mettre les hommes et les femmes dans un même échantillon, on enlève la possibilité de faire des comparaisons. C'est pour cette raison que les régressions doivent être faites séparément.

En équation, la différence de salaire peut être représentée comme :

$$\begin{aligned} W_f - W_h &= \beta_f X_f - \beta_h X_h \\ &= \beta_f X_f - \beta_h X_h + \beta_h X_f - \beta_h X_f \\ &= (\beta_f - \beta_h) X_f - \beta_h (X_h - X_f) \end{aligned}$$

W_f représente le log du salaire moyen reçu par les femmes

W_h représente le log du salaire moyen du groupe des hommes

β_f et β_h les coefficients de régressions estimés précédemment

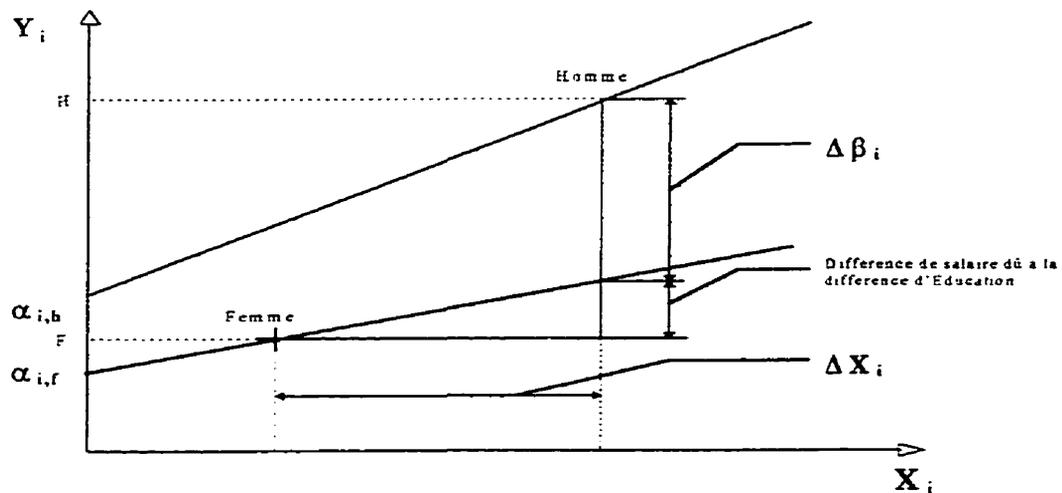
Il est facile de voir que si $\beta_f = \beta_h$ alors la différence de salaire doit être due aux différences de caractéristiques entre les deux groupes. D'un autre côté, si $X_h = X_f$ le salaire différentiel correspond à la différence de traitement entre les groupes avec des caractéristiques identiques.

Éléments graphiques :

A l'aide d'un schéma, il est aisé de comprendre la logique de la décomposition. On observe une différence de salaire dont on ne sait a priori, si elle est imputable à des effets spécifiques individuels ou à une discrimination. Il convient donc de faire disparaître ces effets en normalisant. Ensuite, on peut juger si notre différence de salaire provient de la discrimination ou d'une différence d'acquisition de capital humain.

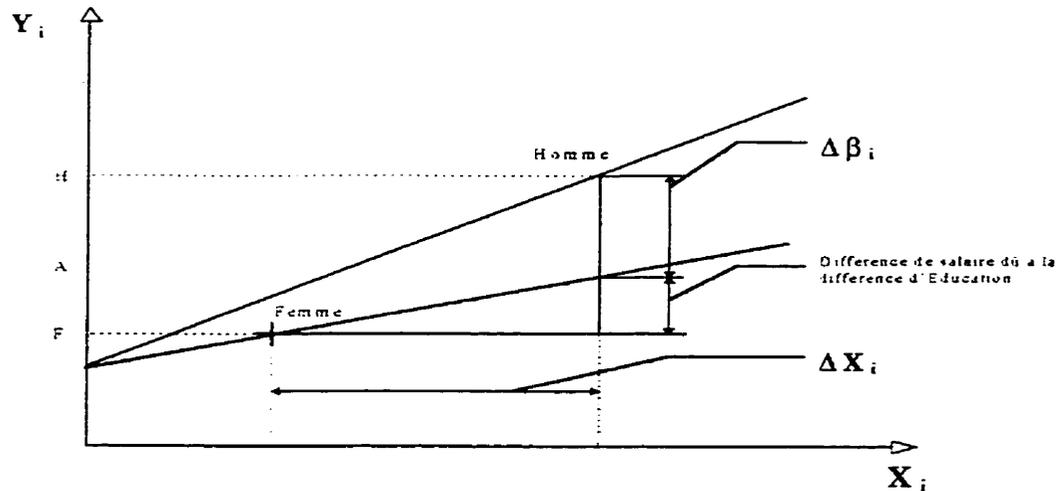
Dans le premier graphique (cf graphique 1), l'économètre observe un homme et une femme ayant des salaires différents (Cette différence de salaire est représentée par la distance entre H et F). Cependant, il ne peut dire s'il y a de la discrimination en raison des effets spécifiques individuels qui provoquent une sur ou une sous estimation.

GRAPHIQUE 1. DIFFÉRENCE DE SALAIRE OBSERVÉE



Dans le second graphique (cf graphique 2), on observe qu'une fois les effets individuels spécifiques disparues, on peut déterminer une mesure de la discrimination homme / femme. Si la femme avait le même niveau d'éducation que l'homme, c'est à dire à variables explicatives identiques, elle toucherait A. Dans cet exemple, on peut conclure qu'il y a de la discrimination.

GRAPHIQUE 2. DÉCOMPOSITION DU SALAIRE



4.3 Quel modèle choisir, effets fixes ou aléatoires?

Le modèle à effets fixes est une approche raisonnable quand on peut être confiant sur le fait que les différences entre les individus peuvent être vues comme un changement paramétrique de la fonction de régression. Dans certains cas, il pourrait être plus approprié de voir les constantes individuelles spécifiques comme aléatoirement distribuées à travers les individus en coupes transversales.

- ◆ Si N est grand, le modèle à effets fixes exige beaucoup de degrés de liberté.
- ◆ α_i mesure des effets propres aux firmes ou individus que l'économètre ignore au même titre que $\varepsilon_{i,t}$. Donc α_i devrait être aléatoire selon cette opinion.
- ◆ Si l'objectif est de faire de l'induction sur la population et non seulement l'échantillon de N personnes alors nous devrions faire appel au modèle à effets aléatoires. Le grand avantage qui s'offre est la possibilité de faire des prévisions sur la population.
- ◆ Le modèle à effets fixes ne permettrait pas d'estimer l'effet de variables invariantes dans le temps. En effet, ces invariants seraient inclus dans l'effet individuel spécifique à chaque individus.

- ♦ Au niveau des propriétés statistiques, dans le cas habituel où N est grand et T petit, l'estimateur des modèles à effets fixes risque d'être très différent des estimateurs des modèles à effets aléatoires.

Nous avons fait la distinction entre les modèles à effets fixes et aléatoires. Cependant, une question reste inévitable : Quel modèle choisir ? D'un point de vue purement pratique, l'approche par les variables muettes est coûteuse en terme de degrés de liberté perdus. Le modèle à effets aléatoire peut donc nous sembler intuitivement attirant. Cependant, l'approche par les effets aléatoires souffre d'une lacune méthodologique évidente dans le choix de la loi de distribution ; il n'y a pas de justification pour traiter les effets individuels comme non corrélés avec les autres régresseurs. Il est toutefois possible de tester l'orthogonalité entre les effets aléatoires et les régresseurs avec le test de spécification de Hausman.

5. Analyse des données

Les tableaux suivant ont pour objectifs de donner de l'information sur la mesure de la discrimination homme/femme dans plusieurs situations et représentent un préalable à l'étude économétrique dans la mesure où ils permettent de mieux appréhender les données. Ainsi, des décompositions de la population ont été opérées selon la fonction principale de l'individu, la position professionnelle de l'emploi actuel, la nationalité, l'âge, le nombre et l'âge des enfants, le temps de travail, la situation matrimoniale, le diplôme, la tranche d'unité urbaine.

5.1 Résultats

Les résultats obtenus à partir de *Discrim*, en vue de « se donner une idée » de ce qui pourrait être de la discrimination se réfèrent directement aux annexes.

Discrim, a été calculé comme suit :

$$Discrim_t = \frac{SalMo(année_t)f - SalMo(année_t)h}{SalMo(année_t)f}$$

Avec : t = 1993, 1994, 1995.

SalMo(année_t)f = Salaire horaire moyen touché par les femmes à l'année t.

SalMo(année_t)h = Salaire horaire moyen touché par les hommes à l'année t.

5.2 Les tableaux

Discrim, représente la valeur en pourcentage de la différence salariale moyenne entre hommes et femmes. Cette différence est donnée à la fois durant trois années et pour plusieurs variables².

A) Différences de salaire moyen selon la fonction principale de l'individu.

Les différences salariales sont présentées en moyenne et pour différents secteurs (cf. tableau A.2). Il semble qu'une différence salariale assez marquée existe entre les fonctions principales occupées par l'individu (cf. tableau A.2). La différence est notamment plus importante dans les secteurs commerciaux représentés par les variables *commerc* et *gestion*. Dans ces secteurs, la différence salariale s'élève en moyenne à environ 30%. De plus, celle-ci reste assez notable pour les variables *product*, *instal*, *nettoy* s'élevant à 15 % environ.

B) Différences de salaire moyen selon le nombre et l'âge des enfants.

Sur la base des résultats du tableau A.3, il semble que, dans tous les cas, avoir des enfants provoque de plus grandes différences salariales entre les hommes et les femmes. On peut observer que la différence de salaire est inversement proportionnelle avec l'âge des enfants. Ainsi, si l'on passe d'une femme ayant un enfant de moins de trois ans à une femme ayant un enfant de moins de dix-huit ans, la différence salariale passe de .17 à .11. Cette observation reste valable pour chaque nombre d'enfants étudié. De plus, la différence de salaire semble proportionnelle au nombre d'enfants. Ainsi, si l'on passe d'un individu ayant aucun enfant de moins de 18 ans à un individu ayant au moins deux enfants de moins de 18 ans, la différence salariale en défaveur des femmes fait plus que doubler. Le fait d'avoir des enfants peut contribuer à une détérioration du capital humain ou en un investissement moindre.

² La signification des variables est présentée au tableaux A.1 en annexe.

C) Différences de salaire moyen selon le temps de travail.

La différence de salaire (cf. tableau A.4) paraît assez nette entre les deux variables de temps de travail. Le temps partiel semble nettement défavoriser les femmes, la différence est de plus du double avec le temps complet. On pourrait ainsi se demander si le temps partiel, qui reste un phénomène essentiellement féminin (de 62% à 90% selon un rapport de l'OCDE) est choisi ou subi.

D) Différences de salaire moyen selon la situation matrimoniale.

L'effet de la situation matrimoniale sur la différence salariale est riche en informations. Le tableau A.5 indique une dichotomie entre la situation de célibat et la situation maritale. Sur les trois années observées, on observe le passage d'une différence salariale favorable aux femmes (.08) vers une situation très défavorable (-.30). Le passage d'une situation de célibat à une situation maritale provoque un changement très net dans l'observation de la différence de salaire.

F) Différences de salaire moyen selon la position professionnelle de l'emploi actuel.

Les résultats des observations concernant la position professionnelle (cf. tableau A.6) de l'emploi actuel sont variés. Il semble globalement exister une différence de salaire bien que pour certaines positions cela ne soit pas clair. Cependant, il faut garder à l'esprit que pour certaines positions le nombre de femmes est moins important et correspond à des secteurs économiques différents. En ce qui concerne les ouvriers spécialisés, les hommes et les femmes ne travaillent pas dans les mêmes secteurs, les femmes étant notamment plus nombreuses dans le secteur textile.

G) Différences de salaire moyen selon l'âge.

En ce qui concerne l'âge, il paraît exister une séparation entre deux tranches d'âge. D'un côté semble apparaître les 18-35 ans dont la différence salariale est peu marquée (au environ de .04), de l'autre, il se dessine les 35 ans et plus avec une réelle différence dans les salaires (environ 20%). Le tableau A.7 suggère donc qu'il puisse exister un effet de cohorte entre les générations.

H) Différences de salaire moyen selon le diplôme.

Les résultats concernant le plus haut diplôme obtenu sont eux aussi multiples et variés (cf. tableau A.8). Pour les diplômes traditionnellement « plus masculins » comme les diplômes techniques (bactec, bts, cap), une différence de traitement apparaît. Les grandes écoles semblent elles aussi être génératrices d'importantes différences (environ .3% de différences salariales). En ce qui concerne les cycles universitaires une quasi égalité semble prévaloir.

I) Différences de salaire moyen selon la tranche d'unité urbaine.

La encore, une séparation semble s'opérer entre d'un coté les communes rurales, les villes moyennes et Paris et de l'autre les villes de 20000-200000 habitants (cf. tableau A.9).

Si le résultats pour les communes rurales et les petites villes peut paraître assez intuitif, le résultat pour Paris l'est beaucoup moins. Ainsi, on pourrait supposer la présence d'effets individuels spécifiques pour expliquer cette différence.

Ces résultats préliminaires indique la présence d'une différence de salaire importante qui pourrait aller au delà d'une simple différence d'acquisition de capital humain. On remarquera le rôle important qui semble dévolu à l'âge dans la mesure où un effet de cohorte paraît en distinguer certaines classes. La situation matrimoniale indique une différence de traitement entre une situation de célibat et une situation maritale. La distinction entre les tailles des villes préfigure le rôle important de la situation géographique dans la formation du salaire. Il semble aussi exister une corrélation positive entre le nombre d'enfants et la différence salariale entre les hommes et les femmes. De plus, l'âge des enfants semble relié négativement à la différence de salaire.

Au premier abord, certains résultats peuvent paraître contre-intuitifs. Cependant cela peut au contraire introduire la présence d'effets spécifiques individuels. Tous ces points demandent maintenant à être vérifiés économétriquement.

6. Résultats

Pour estimer les équations de salaire des hommes et des femmes plusieurs techniques ont été utilisées. Ainsi, nous allons retrouver des modèles à effets fixes et des modèles à effets aléatoires. Chacun de ces modèles présente des avantages et des inconvénients, comme mentionnés auparavant. Les modèles suivant ont été utilisés :

Modèles utilisés	
Modèle (1)	Terme constant seulement
Modèle (2)	Effets de groupe seulement
Modèle (3)	X – variable seulement = modèle de référence (MCO)
Modèle (4)	X et effets de groupe = modèle à effets fixes ou aléatoires selon la spécification

6.1 Équation de salaire des hommes et des femmes

6.1.1 Modèle avec effets spécifiques aléatoires

A) Modèle de référence

Un modèle de régression simple (MCO), c'est à dire sans effets spécifiques individuels va nous servir de référence. En effet, pour se donner une idée de la qualité de nos régressions, nous avons l'utilité et la nécessité d'une telle comparaison avec nos modèles à effets fixes et à effets aléatoires. Par soucis de clarté, les résultats des régressions, c'est à dire les

coefficients, l'écart type et la significativité des variables utilisées sont présentés à l'annexe B.

Le tableau J.1 nous indique que, sur l'ensemble de l'échantillon, le logarithme du salaire des hommes et des femmes reste très similaire se situant entre 4.1 et 3.9. L'échantillon des femmes a un plus grand écart type que celui des hommes suggérant une plus grande dispersion. Des différences importantes interviennent dans la significativité des variables explicatives entre nos échantillons. On peut s'apercevoir que les variables définissant la situation matrimoniale (celibat, marié), non significatives pour les hommes, le sont pour les femmes. De même, les variables indiquant le diplôme obtenu sont significatives pour les cycles universitaires (premycycl, deuxcycl) des femmes alors qu'elles ne le sont pas pour les hommes. En outre, les variables indiquant la tranche d'unité urbaine et notamment Moyenne et Paris sont significatives pour les femmes et non pour les hommes. En raison de problèmes de colinéarité, certaines variables de la régression des hommes sont différentes de celle des femmes (notamment en ce qui concerne le nombre d'enfants). Cependant, ces résultats indiquent manifestement une différence entre les sexes et entre les âges.

B) Modèle avec effets spécifiques aléatoires

Ces types de modèles sont beaucoup plus contraignant que les modèles à effets fixes. En effet, nous imposons une loi (en l'occurrence une loi normale) de distribution des erreurs. Par souci de clarté, les degrés de liberté des tests réalisés sont présentés en annexe sous les tableaux correspondants avec le sigle dl.

On remarquera que la plupart de nos régresseurs (dans la régression du modèle à effets spécifiques aléatoires) sont significatifs (cf. tableau B.1). D'autre part le test de Lagrange assure que le modèle simple (c'est à dire X – variable seulement) est rejeté (cf. tableau B.2). Le test de Lagrange est un test fondé sur la vraisemblance qui repose sur les dérivés. Ce test suit une loi de χ_2 .

Les résultats obtenus pour les hommes et les femmes confirment une plus grande variance dans notre mesure du logarithme du salaire. En effet, relativement au modèle des hommes, la variance obtenue pour les femmes est environ 20% supérieure. La question que l'on est amené à se poser est maintenant la suivante : ce modèle est il meilleur que le

précèdent ? Le test du multiplicateur de Lagrange nous amène à refuser le modèle simple des moindres carrés comme meilleur. En effet, la valeur du χ_2 obtenue est largement supérieure à la valeur critique (3.84). On remarquera en outre que pour les femmes ce test rejette plus facilement le modèle initial (pour les femmes, la valeur du test du multiplicateur de Lagrange est de 502.85, pour les hommes, il est de 338.22).

On peut s'apercevoir que, d'après les estimations, le niveau d'éducation des femmes est relativement supérieur à celui des hommes. Il est notamment plus important au niveau des premiers et deuxièmes cycles universitaires. Les résultats de la régression confirment l'importance du diplôme dans l'équation de salaire des femmes. De plus, on peut observer que le fait d'être sans diplôme est beaucoup plus pénalisant pour une femme. Une différence entre les fonctions principales de l'individu confirme le fait qu'il existe des fonctions occupées majoritairement par des femmes et d'autres par des hommes. On notera l'influence de la situation matrimoniale dans la régression des femmes. Ainsi, les variables Celibat, Marie sont toutes significatives. Une femme aura un plus haut salaire si elle est célibataire que si elle est mariée. Le travail à temps partiel est deux fois plus représenté en moyenne dans l'échantillon des femmes. Il n'est pas surprenant que cette variable ne soit pas significative. En effet, le temps partiel touche d'avantage une certaine tranche d'âge plutôt qu'une autre. Il est donc possible que globalement cette variable ne soit pas significative, mais qu'elle le soit pour une certaine tranche d'âge. On peut aussi se rendre compte de l'importance d'une séparation inter-générationnelle. En effet, il semble exister une distinction entre les 18-35 et les 45-55+ dans la mesure où les 18-25 et 25-35 présentent des coefficients significatifs alors que les 45-55 et 55 et plus n'en présente pas. On en déduit donc que ce modèle semble mieux convenir à une certaine tranche d'âge. Il sera donc intéressant de séparer notre échantillon pour confirmer l'existence de deux modèles différents.

6.1.2 Modèle avec effets fixes

A) Modèle de référence

Comme pour les modèles à effets aléatoires, une régression utilisant la technique des moindres carrés est utilisée comme point de repère. Cette régression diffère de la précédente uniquement dans la mesure où certaines variables utilisées ultérieurement étaient invariantes dans le temps (tranche d'unité urbaine par exemple).

Les résultats de ce modèle de référence (cf. tableau B.3) restent, pour les hommes et les femmes, essentiellement les mêmes que ceux vus pour les effets aléatoires. Cela n'est pas surprenant dans la mesure où ce sont les mêmes variables (seules celles étant invariables ont été enlevées).

B) Modèle avec effets fixes

Dans ce type de modèle un effet spécifique est déterminé pour chaque individu. La spécification du modèle est donc beaucoup moins forte que pour le modèle à effets aléatoires.

Le modèle à effets fixes présente peu de variables significatives (cf. tableau B.4). On peut observer que, aussi bien pour les hommes que pour les femmes, seules deux variables sont significatives à 10%. Ceci n'est pas surprenant dans la mesure où nous avons seulement trois années à notre disposition. Ainsi, les variables explicatives de notre régression ne bougent pas assez pour obtenir des résultats significatifs, leur effet est confondu avec celui des effets fixes.

C) Conclusion

Avec les tests de χ^2 , il est possible de tester les différents types de modèle. Ceux-ci ont été testés aussi bien pour les hommes que pour les femmes .

Le modèle de type (1) est une régression avec un terme constant seulement. Le modèle de type (2) se résume à des effets de groupes, il va nous permettre de tester l'importance des effets fixes dans nos régressions. Le modèle de type (3) est le modèle qui nous a servi de référence, c'est une régression de type moindres carrés ordinaires. Le modèle de type (4) comporte les variables explicatives et les effets spécifiques, c'est ce modèle qu'il va être principalement intéressant de tester.

On peut s'apercevoir que, pour les hommes, le modèle dit de référence, c'est à dire le modèle (3), est toujours rejeté (cf. tableau B.5). De plus, il semble que les effets spécifiques individuels jouent un rôle important. La lecture du test entre le modèle (4) et le modèle (2) confirme tout le poids des effets spécifiques individuels dans la régression avec effets fixes.

Alors que pour les hommes nous obtenions le modèle avec effets fixes comme meilleur résultat, on ne peut plus maintenant soutenir la même affirmation avec l'échantillon des femmes. En effet, la lecture du tableau de tests suggère que les effets spécifiques individuels ont relativement une plus grande importance. Cela confirme bien l'idée que, avec un nombre limité d'années, nos variables exogènes n'ont pas le temps de « bouger » assez. Il en résulte que nos coefficients ne sont pas significatifs.

6.1.3 Décomposition de Oaxaca

En équation, la différence de salaire peut être représentée comme :

$$\begin{aligned} W_f - W_h &= \beta_f X_f - \beta_h X_h \\ &= \beta_f X_f - \beta_h X_h + \beta_h X_f - \beta_h X_f \\ &= (\beta_f - \beta_h) X_f - \beta_h (X_h - X_f) \end{aligned}$$

W_f représentant le salaire moyen reçu par les membres du groupe des femmes

W_h représentant le salaire moyen du groupe des hommes

Les résultats suivant sont obtenus :

Soit $X_f * \beta_h = 4.0762$, cela correspond au salaire moyen que les femmes si elles avaient les mêmes coefficients que les hommes.

Soit $X_h * \beta_h = 4.0404$, correspond au salaire moyen des hommes.

Soit $X_f * \beta_f = 3.9126$, cela correspond au salaire moyen des femmes.

A partir de ces résultats on peut opérer la décomposition de Oaxaca :

Soit $(\beta_f - \beta_h)X_f = -0.163$ et $-\beta_h(X_h - X_f) = 0.036$

Il est facile de voir que si $\beta_f = \beta_h$ alors la différence de salaire doit être due aux différences de caractéristiques entre les deux groupes. D'un autre côté, si $X_h = X_f$ le salaire différentiel correspond à la différence de traitement entre les groupes avec des caractéristiques identiques. On en déduit donc la mesure de la discrimination entre les hommes et les femmes, c'est à dire que les femmes auraient de plus haut salaires si elles avaient les caractéristiques des hommes.

La décomposition fait ressortir la présence effective de discrimination entre les hommes et les femmes. Bien que celle ci paraisse importante, on ne peut pas encore dire si elle est significative. Nous allons devoir opérer un test de Chow. L'idée de ce test est de postuler que si les β entre les hommes et les femmes sont identiques alors la qualité de l'ajustement doit être la même dans les deux équations de salaire. Pour ce faire, nous allons séparer notre échantillon entre les 18-35 ans et les 40-55ans car il semble exister un effet de cohorte.

6.2 Décomposition en classes d'âges

Nous allons donc opérer une séparation en fonction de la classe d'âge car il semble que les caractéristiques de chacune de celles-ci soient assez différentes et permettent d'obtenir une meilleure représentation de la réalité. Le but d'une telle décomposition est de déterminer s'il existe des effets de cohorte, c'est à dire de déterminer si une différence de traitement apparaît entre les générations.

6.2.1 Décomposition 18-35

A) Modèle de référence

Le tableau B.6 suggère déjà que, pour les hommes, le résultat obtenus sont nettement meilleurs lorsque l'on sépare notre échantillon. La mesure de l'écart type de cet échantillon s'est ainsi considérablement réduit relativement à ce qu'on pouvait observer pour l'échantillon total. En effet, celui-ci passe d'une valeur de 0.46 à une valeur de 0.38.

La variance du groupe des femmes âgées de 18-35 ans a elle aussi significativement diminué. Cela semble montrer que la décomposition de l'échantillon s'avère pertinente et vérifie la présence d'un effet de cohorte (que l'on confirmera avec un test de Chow).

De plus, il apparaît maintenant des différences relativement au modèle précédemment obtenu. Pour les hommes et les femmes de 18-35, la variable de temps partiel, n'est plus significative (cf. tableau B.6). De plus, la différence de niveau d'éducation que l'on avait remarqué précédemment est encore plus nette pour les femmes de cette classe d'âge. De même les variables de situation matrimoniale qui était ultérieurement significatives pour les femmes ne le sont plus à présent.

B) Modèle avec effets aléatoires

Nous obtenons la confirmation que, d'une part que la variance de notre échantillon a considérablement diminué, et d'autre part que l'on rejette toujours le modèle simple (cf. tableau B.7). On peut se rendre compte que la variance du groupe des 18-35 a considérablement diminué relativement à notre résultat sur l'ensemble de l'échantillon. Cela signifie donc que ce modèle colle mieux à l'échantillon.

Au niveau des variables explicatives, des changements se produisent par rapport à notre échantillon complet. Ainsi, les variables de situation matrimoniale sont rejetées pour les hommes et pour les femmes (on notera qu'elles sont même largement rejetées pour les femmes). Dans l'échantillon des 18-35, le potentiel explicatif des variables indiquant le diplôme est beaucoup plus grand (cf. tableau B.7), notamment au niveau des cycles universitaires. Au total, ce que l'on observe pour le modèle à effets aléatoires pour les 18-35 ans est différent des observations faites avec notre échantillon de base.

C) Modèle avec effets fixes

Aussi bien pour les hommes que pour les femmes, on obtient peu de variables significatives dans nos régression. La raison en est toujours la même ; les variables explicatives bougent peu dans le temps. On peut en déduire que, même si le modèle avec effets fixes reste le plus précis, nous avons besoin de plus d'années pour obtenir des résultats robustes. Cette réflexion reste en accord avec le fait que sur une période de trois années les variables explicatives bougent très peu.

D) Conclusion

Pour les hommes, il semble que nos variables explicatives bougent suffisamment pour accepter le modèle à effets fixes (cf. tableau B.9). Cependant, un rapide coup d'œil à notre régression, ainsi qu'à la significativité de ses coefficients, ne fait pas oublier la grande importance des effets fixes individuels. On se rend ainsi compte que seuls quatre de nos coefficients sont significatifs.

Au niveau des femmes, le poids des effets fixes est beaucoup plus net. Au regard des tests, il semble que l'on ne puisse pas dire que le modèle avec des variables explicatives et des effets individuels soit meilleur que le modèle avec seulement des effets de groupes. Tout cela confirme l'idée que sur trois périodes les caractéristiques varient peu.

6.2.2 Décomposition 40-55 et plus

A) Modèle de référence

On peut tout d'abord remarquer que la moyenne du log-salaire a augmenté, ce qui est normal si l'on considère que les individus sont payés à l'ancienneté (cf. tableau B.10). Si l'on considère les résultats obtenus en décomposant notre échantillon, on s'aperçoit que les résultats sont différents pour les hommes et les femmes.

On remarque ainsi que des variables qui étaient statistiquement significatives dans un échantillon ne le sont plus dans l'autre (cf. tableau B.10). Chez les hommes, on peut voir que les variables indiquant la fonction principale de l'individu sont majoritairement significatives dans la population des 40-55 alors qu'elles ne le sont pas pour les 18-35. On remarque aussi qu'une variable comme le temps partiel est significative chez les 40-55 alors qu'elle ne l'est pas pour les 18-35. Il est aussi étonnant de constater que des variables comme les tranches d'unité urbaine se trouve aussi modifiées par le sous-groupe choisi. Ainsi, chez les 18-35 ans, certaines de ces variables comme Moyenne ou Paris deviennent significatives. La significativité des variables de situation matrimoniale varie selon les hommes et les femmes mais aussi suivant les classes d'âges.

Au niveau de la population des femmes, nous retrouvons la même idée. Ainsi, une distinction identique s'opère pour la variable temps partiel qui est significative chez les 40-

55 mais ne l'est pas chez les 18-35. En revanche, on retrouve moins les différences selon la tranche d'unité urbaine. Ici on peut remarquer que nos variables de situation matrimoniale sont significatives pour les femmes de 40-55 mais elles ne le sont pas pour les femmes de 18-35.

B) Modèle à effets aléatoires

Aussi bien dans le modèle avec les hommes que celui avec les femmes, le modèle de régression simple est rejeté par le test de Lagrange (cf. tableau B.11). Il est aussi intéressant de constater la significativité des variables varie considérablement entre les hommes et les femmes d'une même tranche d'âge. Les variables de situation matrimoniale sont toutes significatives chez les femmes, aucune ne l'est chez les hommes. D'autre part, on retrouve des différences dans les variables de fonction principale de l'individu ainsi que pour les variables indiquant le diplôme.

C) Modèle avec effets fixes

C'est au niveau des hommes et des femmes de cette catégorie d'âge que l'influence des effets spécifiques individuels est la plus prononcée. En effet, on se rend compte qu'aucune de nos variables (ou très peu) n'est significative. Cependant, cela n'est pas tellement surprenant d'obtenir une différence entre les 18-35 et les 40-55, ces derniers étant déjà relativement plus installés dans la vie.

D) Conclusion

Pour les hommes, le poids des effets spécifiques individuels est très important. Le test modèle (4) vs modèle (2) indique toute la portée de ceux-ci (cf. tableau B.13). D'autre part le modèle de régression simple est toujours rejeté, aussi bien testé avec les effets aléatoires qu'avec les effets fixes. Pour les femmes les résultats sont les même que pour les hommes au niveau de l'interprétation. On retrouve ainsi toute le poids des effets spécifiques individuels.

6.3 Test de Chow

Pour vérifier si notre mesure de la discrimination est significative, nous allons réaliser le test de Chow. Si l'on rejette celui-ci alors notre mesure de la discrimination sera significative.

En effet, l'interprétation d'une discrimination entre les hommes et les femmes repose sur le fait que les coefficients dans les régressions de salaire sont différents. Le test de Chow repose sur l'idée suivante : si les β entre les hommes et les femmes sont identiques alors les mesures de la discrimination ne peuvent pas être statistiquement significatives.

Rejeter le test revient donc à trouver des coefficients significativement différents pour les deux sous-échantillon et donc à accepter sur l'ensemble de l'échantillon la discrimination issue de la décomposition de Oaxaca.

Pour réaliser ces tests, il faut déterminer la statistique de Fisher :

$$\frac{\left[\left(\sum_{ensemble} e^2 - \sum_{hom\ mes} e^2 - \sum_{femmes} e^2 \right) / K \right]}{\sum_{ensemble} e^2 / N_1 + N_2 - K} \quad \text{suit une } F(K, N_1 + N_2 - K)$$

K = nombre de variables

N = nombre total d'observations

N_1 = nombre d'observations pour le groupe 1

N_2 = nombre d'observations pour le groupe 2

e^2 = carré des résidus pour un groupe d'observations

SCR = somme des carrés des résidus de l'ensemble des deux sous période

TABLEAU 2 : RÉSULTAT DU TEST DE CHOW

Test de Chow		
<i>Pour l'ensemble des hommes et des femmes</i>		
SCR_{homme}	SCR_{femme}	Résultat
139.97740	254.7818	Rejet

Comme la valeur de la $SCR_{ensemble}$ est significativement plus grande que la somme des SCR pour chacun des sous-groupe, le test de stabilité Chow s'en trouve rejeté. De ce résultat, on tire donc la conclusion que l'on peut accepter la mesure de la discrimination que l'on a déterminé avec la décomposition de Oaxaca.

6.4 Décomposition de Oaxaca et test de Chow pour les sous-groupe

Nous avons pu déterminer qu'il existait de la discrimination pour l'échantillon total. Une question vient maintenant naturellement à l'esprit : qu'en est-il pour chacune des cohortes.

En équation, la différence de salaire peut être représentée comme :

$$\begin{aligned}
 W_f - W_h &= \beta_f X_f - \beta_h X_h \\
 &= \beta_f X_f - \beta_h X_h + \beta_h X_f - \beta_h X_f \\
 &= (\beta_f - \beta_h) X_f - \beta_h (X_h - X_f)
 \end{aligned}$$

W_f représentant le salaire moyen reçu par les membres du groupe des femmes

W_h représentant le salaire moyen du groupe des hommes

Les résultats pour le groupe de 18-35 ans sont les suivant:

Soit $X_f * \beta_h = 3.9745$, cela correspond au salaire moyen que les femmes si elles avaient les même coefficients que les hommes.

Soit $X_h * \beta_h = 3.9413$, correspond au salaire moyen des hommes.

Soit $X_f * \beta_f = 3.8450$, cela correspond au salaire moyen des femmes.

A partir de ces résultats on peut opérer la décomposition de Oaxaca :

$$\text{Soit } (\beta_f - \beta_h)X_f = -0.1295 \text{ et } -\beta_h(X_h - X_f) = 0.0332$$

Pour le groupe des 40-55+ ans les résultats sont les suivant :

$$\text{Soit } X_f * \beta_h = 4.1935$$

$$\text{Soit } X_h * \beta_h = 4.1257$$

$$\text{Soit } X_f * \beta_f = 3.9842$$

A partir de ces résultats on peut opérer la décomposition de Oaxaca :

$$\text{Soit } (\beta_f - \beta_h)X_f = -0.2050 \text{ et } -\beta_h(X_h - X_f) = 0.0678$$

On peut observer qu'il existe une différence importante dans la mesure de la discrimination entre les classes d'âges. Il existe ainsi, pour les 18-35 ans, une discrimination beaucoup moins importante que pour les 40-55+ ans (on passe de .12 à .20).

Il convient maintenant de vérifier si ces mesure de la discrimination sont significatives. Nous allons donc réaliser à nouveau un test de Chow³. Les résultats obtenus sont les suivant :

TABLEAU 3 : RÉSULTAT DU TEST DE CHOW POUR LES SOUS-GROUPE.

Test de Chow			
<i>Pour les 18-35ans</i>			
<i>SCR_{ensemble}</i>	<i>SCR_{homme}</i>	<i>SCR_{femme}</i>	<i>Résultat</i>
103.71	43.44	57.76	Accepte
<i>Pour les 40-55+ans</i>			
<i>SCR_{ensemble}</i>	<i>SCR_{homme}</i>	<i>SCR_{femme}</i>	<i>Résultat</i>
349.75	98.64	227.449	Rejet

³ Pour plus de détails sur le test voir les pages précédentes.

On peut s'apercevoir que le test de Chow est accepté pour les 18-35 ans et qu'il est rejeté pour les 40-55 ans. On peut ainsi en conclure qu'il existe un effet de cohorte entre les classes d'âges.

7. Conclusion

Le but de ce mémoire était de déterminer s'il existait, en France, de la discrimination salariale entre hommes/femmes ; et son ampleur la cas échéant.

L'utilisation de techniques économétriques traitant de données de panel a permis la réalisation de cet objectif. Nous avons ainsi testé des modèles à effets fixes et des modèles à effets aléatoires. A l'aide de la décomposition de Oaxaca, nous avons décomposé le salaire entre une partie due à la discrimination et une autre due aux différences dans les caractéristiques individuelles. Ensuite, le test de Chow a confirmé la présence d'une discrimination statistiquement quantifiable entre les hommes et les femmes de la tranche des 40-55 ans.

Si l'on se réfère au tableau 1, la discrimination paraît être, en France, moins importante qu'aux Etats-Unis. Cette mesure confirme notre idée directrice. On était ainsi amené à penser que la mesure de la discrimination devrait être relativement peu importante dans le cas d'un pays ayant de fortes préoccupations sociales. Il faut cependant garder à l'esprit qu'il existe une grande amplitude dans les résultats et selon les techniques utilisées.

Le problème des études traitant de la discrimination est que les facteurs non économiques semblent jouer un grand rôle dans la détermination du différentiel de salaire. Par exemple, le fait que le différentiel de salaire entre les hommes et les femmes puisse être expliqué par les différents niveaux d'investissement en capital humain ne signifie pas forcément l'absence de discrimination. Dans un tel cas, la discrimination présente à l'extérieur du marché du travail restera invisible dans notre étude.

Dans notre cadre d'étude, la décomposition de Oaxaca montre clairement que la discrimination intervient aussi sur le marché du travail. Il est donc bon, dans un premier temps, de corriger les disfonctionnements du marché du travail pour ensuite s'interroger sur l'égalité des chances d'accès à ce marché.

L'utilité de cette étude pourrait donc être tangible à deux niveaux. Dans un premier temps, il serait intéressant de suivre l'évolution de la mesure trouvée à travers l'impact des lois et des changements dans la société. Dans un deuxième temps, il serait utile de déterminer des mesures pour d'autres pays. Ainsi, l'utilisation de techniques économétriques identiques nous amènerait à établir des comparaisons raisonnables et à parler de différences significatives. De plus, en considérant des groupes de pays homogènes, nous pourrions essayer de déterminer l'effet réel d'une décision politique (en suivant le même mode opératoire visant à l'élimination des effets spécifiques individuels mais au niveau de pays ou de régions, plutôt qu'au niveau de l'individu).

Ainsi, malgré les politiques et la volonté affirmée d'assurer une égalité entre les hommes et les femmes, on peut observer que, en France, il existe de la discrimination entre les sexes. Il existe cependant, une différence significative dans le traitement des classes d'âge. Ainsi, le test de Chow se trouve accepté pour les 18-35 ans.

Bibliographie

[1] ARROW, KENNETH. « Models of job discrimination et Some mathematical models of race in the labour market », **Racial Discrimination in Economic Life**, Lexington :Lexington book,1972.

[2] ARROW, KENNETH. « The theory of discrimination », **Princeton University Press**, 1973.

[3] BALDWIN, MARJORIE et JOHNSON, WILLIAM. « The employment effects of wage discrimination against black men », **Industrial and Labor Relations Reviews**, Janv 1996.

[4] BECKER, GARY. « The economics of discrimination », **University of Chicago Press**, 1957.

[5] BLAU, FRANCINE. « Discrimination against women :Theory and evidence », **Labour Economics :Modern View**, 1984.

[6] BLAU, FRANCINE et KAHN, LAWRENCE. « Swimming upstream. Trends in the gender wage differentiel in 1980s », **Journal of Labour Economy**, janv 1997.

[7] BLINDER A.S. « Wage discrimination : Reduced and structural estimations », **Journal of Human Resources**.

- [8] COTTON, J. « On the decomposition of wages differentiels ». **The Review of Economics and Statistics**, 1988
- [9] OAXACA, RONALD. « Male-female wage differentiels in urban labor markets », **International Economic Review**, october 1973
- [10] POLACHEK, SOLOMON. « Review of :Investment in women's humain capital », **Journal of Economic Litterature**, sept 97.
- [11] POLACHEK SOLOMON W, KIM MOON-KAK, « Panel estimates of the gender earnings gap », **Journal of Econometrics** (61)1 1994.
- [12] RANSOM et OAXACA, RONALD, « On discrimination and the decomposition of wage differentials », **Journal of Econometrics** (61)1 1994.
- [13] RAPAPORT, CAROL. « Apparent wage discrimination when wages are determined by nondiscriminatory contacts. » **American Economic Review**, dec 1995.
- [14] REICH, MICKAEL. « The economy of racism », **Problems in political Economy : an urban perspective**, 2nd édition, 1977.

Annexe A

Mnémonique et tableaux descriptifs

TABLEAU A.1. TABLEAUX ET SIGNIFICATIONS DES VARIABLES

SALF	Salaire mensuel net de l'activité principale en 1995
SALF94	Salaire mensuel net de l'activité principale en 1994
SALF93	Salaire mensuel net de l'activité principale en 1993
SEXE	Sexe=1 si homme, 0 sinon
SALMO95F	Salaire horaire moyen pour une femme en 1995
SALMO94F	Salaire horaire moyen pour une femme en 1994
SALMO93F	Salaire horaire moyen pour une femme en 1993
SALMO95H	Salaire horaire moyen pour un homme en 1995
SALMO94H	Salaire horaire moyen pour un homme en 1994
SALMO93H	Salaire horaire moyen pour un homme en 1993

Fonction principale :

PRODUCT	Production, fabrication, chantier
INSTAL	Installation, entretien, réglage, réparation
NETTOY	Nettoyage, gardiennage, travail ménager
MANUT	Manutention, magasinage, transport
GUICHET	Guichet, saisie, standard, secrétariat
GESTION	Gestion, comptabilité, fonctions administratives
COMMERCE	Commerce, vente, technico-commercial
RECHERCHE	Recherches, études, méthodes, informatique

Âge et nombre d'enfants :

ENF3	Enfant(s) de moins de 3 ans en 1995
ENF6	Enfant(s) de moins de 6 ans en 1995
ENF18	Enfant(s) de moins de 18 ans en 1995
ENF394	Enfant(s) de moins de 3 ans en 1994
ENF694	Enfant(s) de moins de 6 ans en 1994
ENF1894	Enfant(s) de moins de 18 ans en 1994
ENF393	Enfant(s) de moins de 3 ans en 1993
ENF693	Enfant(s) de moins de 6 ans en 1993
ENF1893	Enfant(s) de moins de 18 ans en 1993

Temps de travail :

PARTIEL	Travail à temps partiel
COMPLET	Travail à temps complet

Nationalité :

FRANNAIS	Française de naissance
EUROPE	Européenne
ALGERIEN	Algérienne
MAGHREB	Maghrébine (algérien, marocain, tunisien)

Situation matrimoniale :

CELIBAT	Célibataire
MARIÉ	Marié(e)
VEUF	Veuf(ve)
DIVORCE	Divorcé(e)

Position professionnelle :

OUVRIERS	Manoeuvre ou ouvrier spécialisé
OUVRIERQ	Ouvrier qualifié ou hautement qualifié
AGN	Agent de maîtrise dirigeant des ouvriers, maîtrise administrative ou commerciale
DAGTMAIT	Agent de maîtrise dirigeant des techniciens ou d'autres agents de maîtrise
TECHNI	Technicien, dessinateur, VRP
INSTIT	Instituteur, assistant(e) social(e), infirmier(e), et autre personne de catégorie B de la fonction publique
INGENIEU	Ingénieur ou cadre
PROF	Professeur et personnel de catégorie A de la fonction publique
EMPLOY	Employé de bureau, employé de commerce, catégorie C ou D

Âge :

AGE1825	Personne âgée de 18 à 25 ans
AGE2535	Personne âgée de 25 à 35 ans
AGE3545	Personne âgée de 35 à 45 ans
AGE4555	Personne âgée de 45 à 55 ans
AGE55	Personne âgée de plus de 55 ans

Tranche d'unité urbaine :

1	Commune rurale
2	Unité urbaine de moins de 20000 habitants
3	Unité urbaine de 20000 à 200000 habitants
5	Agglomération parisienne

Le type de diplôme :

Deuxcycl	2 ^{ème} ou 3 ^{ème} cycle universitaire
Gdecote	Grande école, diplôme d'ingénieur
Premcycl	1 ^{er} cycle universitaire
BTS	BTS, DUT
ParaABG	Paramédical ou social avec baccalauréat général
ParaSBG	Paramédical ou social sans baccalauréat général
BacGen	Baccalauréat général et diplôme technique secondaire
Bacgseul	Baccalauréat général seul
BacTec	Baccalauréat technologique, BAC professionnel et brevet prof.
BEI	BEI, BEC, BEA
CAP	CAP, BEP et BEPC
CAPseul	CAP, BEP seul
BEPCseul	BEPC seul
CEP	CEP
Sansdipl	Aucun diplôme

TABLEAU A.2. LA FONCTION PRINCIPALE.

	PRODUCT	INSTAL	NETTOY	MANUT
1995	-0.160	-0.112	-0.150	0.033
1994	-0.206	-0.210	-0.223	0.255
1993	-0.050	-0.156	-0.263	0.308

	GUICHET	GESTION	COMMERC	RECHERCH
1995	0.217	-0.144	-0.347	-0.010
1994	0.430	-0.607	-0.323	-0.395
1993	-1.34	-0.350	-0.163	-0.077

TABLEAU A.3. LE NOMBRE ET L'ÂGE DES ENFANTS

	Aucun enfant ayant moins de 3 ans	Un enfant ayant moins de 3 ans	Au moins 2 enfants ayant moins de 3 ans
1995	-0.162	-0.162	-0.472
1994	-0.155	-0.192	-0.28
1993	-0.150	-0.144	-----

	Aucun enfant ayant moins de 6 ans	Un enfant ayant moins de 6 ans	Au moins 2 enfants ayant moins de 6 ans
1995	-0.164	-0.166	-0.050
1994	-0.176	-0.200	-0.070
1993	-0.148	-0.150	-0.129

	Aucun enfant ayant moins de 18 ans	Un enfant ayant moins de 18 ans	Au moins 2 enfants ayant moins de 18 an
1995	-0.090	-0.130	-0.259
1994	-0.069	-0.085	-0.837
1993	-0.090	-0.126	-0.208

TABLEAU A.4. LE TEMPS DE TRAVAIL.

	Temps partiel	Temps complet
1995	-0.252	-0.121
1994	-0.701	-0.073
1993	-0.338	-0.140

TABLEAU A.5. LA SITUATION MATRIMONIALE.

	Célibataire	Marié	Veuf	Divorcé
1995	0.051	-0.272	-0.019	-0.434
1994	0.155	-0.368	-0.340	-1.06
1993	0.093	-0.246	-0.169	-0.118

TABLEAU A.6. LA POSITION PROFESSIONNELLE DE L'EMPLOI ACTUEL.

	Ouvriers	Ouvrierq	Douvrier	Dagtmait
1995	-0.028	-0.035	0.132	-0.027
1994	0.125	-0.136	-2.358	-0.037
1993	0.414	-0.167	-0.053	-0.101

	Techni	Instit	Ingenieu	Prof
1995	-0.102	-0.115	-0.04	-0.080
1994	-0.055	0.633	-0.101	0.035
1993	-0.066	0.023	-0.075	-0.31

TABLEAU A.7. L'ÂGE.

	18-25 ans	25-35 ans	35-45 ans	45-55 ans	> 55 ans
1995	0.022	-0.031	-0.183	-0.293	-0.189
1994	0.018	-0.278	-0.390	-0.306	-0.389
1993	-0.091	-0.047	-0.129	-0.132	-0.42

TABLEAU A.8. LE DIPLÔME.

	Deuxcycl	Gdecole	Premcycl	BTS	ParaSBG	BacGen
1995	0.114	-0.363	-0.241	-0.401	0.028	0.039
1994	-0.137	-1.465	-0.156	-0.425	0.112	-0.149
1993	0.07	-0.352	0.170	-0.333	0.029	-0.098

	Bacgseul	BacTec	CAP	CAPseul	BEPCseul	Sansdipl
1995	-0.291	-0.162	-0.146	0.025	-0.335	-0.228
1994	0.449	-3	-0.160	-0.612	0.66	-1.421
1993	-0.335	-0.135	-0.109	0.024	-0.299	-0.21

TABLEAU A.9. TRANCHE D'UNITÉ URBAINE.

Urbain	1	2	3	5
1995	-0.615	-0.245	0.028	-0.145
1994	-0.886	-0.127	-0.042	-0.193
1993	-0.784	-0.144	-0.012	-0.121

Annexe B

Résultats des régressions

TABLEAU B.1. MCO SANS EFFETS SPÉCIFIQUES INDIVIDUELS

Modèle de référence pour le modèle à effets aléatoires

Régression pour les :

Hommes

Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	-0.097	0.036*
INSTAL	-0.183	0.038*
NETTOY	-0.419	0.056*
MANUT	-0.161	0.042*
GESTION	-0.039	0.035
COMMERC	-0.121	0.037*
RECHERCH	-0.039	0.036
PARTIEL	0.260	0.061*
FRANNAIS	0.071	0.030*
ALGERIEN	-0.080	0.075
CELIBAT	-0.116	0.131
MARIE	-0.072	0.129
DIVORCE	-0.017	0.136
OUVRIERQ	0.033	0.031
DAGTMAIT	0.201	0.041*
TECHNI	0.110	0.034*
INGENIEU	0.407	0.032*
PROF	0.391	0.051*
AGE1825	-0.400	0.059*
AGE2535	-0.148	0.026*
AGE4555	0.035	0.028
AGE55	0.047	0.040
DEUXCYCL	-0.014	0.040
GDECOLE	0.256	0.047*
PREMCYCL	-0.071	0.09
BTS	0.105	0.041*
BACGEN	-0.061	0.101
CAP	0.039	0.040
CEP	-0.091	0.033*
SANSDIPL	-0.122	0.030*
A3ANS	-0.049	0.015
A18ANS	0.015	0.028
U3ANS	-0.010	0.014
U6ANS	0.039	0.034
P6ANS	-0.093	0.071

Femmes

Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	-0.056	0.084
INSTAL	-0.058	0.119
NETTOY	-0.386	0.046*
MANUT	-0.157	0.127
GESTION	0.053	0.028*
COMMERC	-0.045	0.040
RECHERCH	0.034	0.059
PARTIEL	0.088	0.031*
FRANNAIS	0.023	0.038
ALGERIEN	0.094	0.126
CELIBAT	0.401	0.083*
MARIE	0.373	0.079*
DIVORCE	0.398	0.085*
OUVRIERQ	-0.062	0.145
DAGTMAIT	0.165	0.050*
TECHNI	0.219	0.065*
INGENIEU	0.490	0.040*
PROF	0.501	0.051*
AGE1825	-0.331	0.073*
AGE2535	-0.126	0.033*
AGE4555	0.113	0.034*
AGE55	-0.003	0.051
DEUXCYCL	0.152	0.041*
GDECOLE	0.058	0.069
PREMCYCL	0.159	0.066*
BACGEN	-0.124	0.141
CAP	-0.019	0.042
CEP	-0.208	0.038*
SANSDIPL	-0.198	0.041*
A3ANS	-0.001	0.067
A18ANS	0.052	0.033
U6ANS	0.013	0.044
P6ANS	-0.005	0.103
P18ANS	0.016	0.035
PETITE	-0.093	0.072

P18ANS	0.077	0.028
PETITE	0.022	0.058
MOYENNE	-0.100	0.063
PARIS	0.071	0.050
Constant	4.069	0.213

MOYENNE	-0.161	0.075*
PARIS	-0.115	0.060*
Constant	3.553	0.125

Remarque :

* = significatif à 5%.	** = significatif à 10%.	Pas d'étoiles = pas significatif.
------------------------	--------------------------	-----------------------------------

MCO sans effets spécifiques individuels			
Hommes		Femmes	
Moyenne du log-salaire = 4.070		Moyenne du log-salaire = 3.936	
Écart type du log-salaire = 0.469		Écart type du log-salaire = 0.577	
Écart type des résidus = 0.353		Écart type des résidus = 0.449	
Log-vraisemblance = -528.883		Log-vraisemblance = -986.660	
R-carré = 0.446		R-carré = 0.409	
SCE = 141.815	dl = 39	SCE = 222.156	dl = 37
SCR = 175.915	dl = 1405	SCR = 320.411	dl = 1588
SCT = 317.731	dl = 1444	SCT = 542.568	dl = 1625

Avec : SCE = somme des carrés des expliqués

SCR = somme des carrés des résidus

SCT = somme des carrés total

dl = degré de liberté

TABLEAU B.2. MOINDRES CARRÉS AVEC EFFETS SPÉCIFIQUES ALÉATOIRES

Régression pour les :

Hommes

Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	-0.052	0.035
INSTAL	-0.148	0.039*
NETTOY	-0.264	0.061*
MANUT	-0.128	0.044*
GESTION	-0.021	0.035
COMMERCE	-0.061	0.039
RECHERCH	-0.016	0.0375
PARTIEL	0.233	0.083*
FRANNAIS	0.083	0.041*
ALGERIEN	-0.084	0.107
CELIBAT	-0.103	0.167
MARIE	-0.027	0.163
DIVORCE	0.042	0.175
OUVRIERQ	0.033	0.029
DAGTMAIT	0.082	0.039*
TECHNI	0.044	0.031
INGENIEU	0.284	0.036*
PROF	0.227	0.056*
AGE1825	-0.433	0.069*
AGE2535	-0.139	0.031*
AGE4555	0.016	0.031
AGE55	0.012	0.049
DEUXCYCL	0.061	0.054
GDECOLE	0.322	0.062*
PREMCYCL	-0.068	0.122
BTS	0.146	0.055*
BACGEN	-0.006	0.133
CAP	0.033	0.054
CEP	-0.135	0.045*
SANSDIPL	-0.169	0.040*
A3ANS	-0.025	0.127
A18ANS	0.009	0.032
U3ANS	-0.001	0.124
U6ANS	0.020	0.034
P6ANS	-0.113	0.068**
P18ANS	-0.023	0.032
PETITE	0.049	0.083

Femmes

Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	-0.034	0.097
INSTAL	-0.083	0.100
NETTOY	-0.265	0.052*
MANUT	-0.107	0.104
GESTION	0.032	0.028
COMMERCE	-0.021	0.042
RECHERCH	0.040	0.056
PARTIEL	0.063	0.045
FRANNAIS	0.066	0.055
ALGERIEN	0.162	0.171
CELIBAT	0.413	0.121*
MARIE	0.383	0.115*
DIVORCE	0.420	0.124*
OUVRIERQ	0.009	0.113
DAGTMAIT	0.096	0.043*
TECHNI	0.092	0.058
INGENIEU	0.282	0.041*
PROF	0.265	0.053*
AGE1825	-0.265	0.080*
AGE2535	-0.139	0.039*
AGE4555	0.135	0.038*
AGE55	0.045	0.062
DEUXCYCL	0.262	0.054*
GDECOLE	0.185	0.091*
PREMCYCL	0.175	0.091**
BACGEN	-0.114	0.184
CAP	-0.028	0.061
CEP	-0.279	0.055*
SANSDIPL	-0.271	0.059*
A3ANS	-0.017	0.052
A18ANS	0.045	0.037
U6ANS	0.020	0.044
P6ANS	-0.032	0.097
P18ANS	0.009	0.039
PETITE	-0.126	0.104
MOYENNE	-0.185	0.110**
PARIS	-0.111	0.087

MOYENNE	-0.089	0.090
PARIS	0.099	0.072
Constant	4.0137	0.231

Constant	3.564	0.160

MCO avec effets spécifiques aléatoires	
Hommes	Femmes
Var[e] = 0.593	Var[e] = 0.083
Var[u] = 0.068	Var[u] = 0.118
Test du multiplicateur de Lagrange contre le modèle (3) = 338.22170	Test du multiplicateur de Lagrange contre le modèle (3) = 502.85885
Reestimation en utilisant les MCG:	Reestimation en utilisant les MCG:
Var[e] = 0.060	Var[e] = 0.083
Var[u] = 0.074	Var[u] = 0.132
Somme des carrés = 181.277	Somme des carrés = 331.369
R-carré = 0.429	R-carré = 0.389

TABLEAU B.3. MCO SANS EFFETS SPÉCIFIQUES INDIVIDUELS

Modèle de référence pour le modèle à effets fixes

Régression pour les :

Hommes			Femmes		
Variable	Coefficient	Écart type	Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	-0.126	0.036*	PRODUCT	-0.140	0.083**
INSTAL	-0.203	0.038*	INSTAL	-0.098	0.121
NETTOY	-0.397	0.054*	NETTOY	-0.496	0.040*
MANUT	-0.179	0.042*	MANUT	-0.180	0.129
GESTION	-0.046	0.035	GESTION	0.065	0.029*
COMMERCE	-0.132	0.037*	COMMERCE	-0.046	0.041
RECHERCH	-0.046	0.036	RECHERCH	0.008	0.060
OUVRIERQ	0.019	0.031	OUVRIERQ	-0.053	0.148
DAGTMAIT	0.211	0.042*	DAGTMAIT	0.185	0.050*
INGENIEU	0.423	0.032*	INGENIEU	0.493	0.041*
TECHNI	0.122	0.034*	TECHNI	0.199	0.068*
PROF	0.413	0.051*	PROF	0.502	0.052*
AGE1825	-0.412	0.058*	AGE1825	-0.28	0.073*
AGE2535	-0.156	0.026*	AGE2535	-0.128	0.032*
AGE4555	0.048	0.027**	AGE4555	0.091	0.033*
AGE55	0.047	0.039	AGE55	-0.061	0.049
DEUXCYCL	-0.032	0.040	DEUXCYCL	0.225	0.041*
GDECOLE	0.252	0.047*	GDECOLE	0.147	0.070*
PREMCYCL	-0.064	0.090	PREMCYCL	0.235	0.066*
BTS	0.116	0.041*	BTS	0.159	0.050*
BACGEN	-0.065	0.102	BACGEN	-0.056	0.139
CAP	0.036	0.040	A18ANS	0.045	0.031
CEP	-0.087	0.033*	U6ANS	0.015	0.041
SANSDIPL	-0.14023	0.029*	P6ANS	-0.003	0.086
A3ANS	-0.076	0.151	P18ANS	0.022	0.034
A18ANS	0.011	0.026	Constant	3.795	0.031
U3ANS	-0.023	0.145			
U6ANS	0.041	0.034			
P6ANS	-0.094	0.071			
P18ANS	0.003	0.028			
Constant	4.146	0.157			

MCO sans effets spécifiques individuels			
Hommes		Femmes	
Moyenne du log-salaire = 4.070		Moyenne du log-salaire = 3.936	
Écart type du log-salaire = 0.469		Écart type du log-salaire = 0.577	
Écart type des résidus = 0.358		Écart type des résidus = 0.458	
Log-vraisemblance = -552.231		Log-vraisemblance = -1025.973	
R-carré = 0.428		R-carré = 0.380	
SCE = 136.037	dl = 30	SCE = 206.282	dl = 25
SCR = 181.693	dl = 1414	SCR = 336.285	dl = 1600
SCT = 317.731	dl = 1444	SCT = 542.568	dl = 1625

TABLEAU B.4. MOINDRES CARRÉS AVEC EFFETS FIXES

Régression pour les :

Hommes

Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	0.018	0.045
INSTAL	-0.072	0.049
NETTOY	-0.003	0.085
MANUT	-0.044	0.057
GESTION	-0.012	0.042
COMMERCE	-0.013	0.051
RECHERCH	-0.026	0.048
OUVRIERQ	0.060	0.035**
DAGTMAIT	-0.013	0.044
INGENIEU	0.021	0.055
TECHNI	-0.002	0.037
PROF	-0.046	0.077
AGE1825	-0.394	0.102*
AGE2535	-0.097	0.052**
AGE4555	-0.016	0.047
AGE55	-0.008	0.086
DEUXCYCL	-0.107	0.306
GDECOLE	0.154	0.239
PREMCYCL	-0.472	0.426
BTS	0.091	0.192
BACGEN	0.444	0.316
CAP	0.085	0.149
CEP	-0.188	0.138
SANSDIPL	-0.188	0.123
A3ANS	-0.067	0.141
A18ANS	-0.034	0.049
U3ANS	-0.050	0.139
U6ANS	-0.005	0.045
P6ANS	-0.129	0.087
P18ANS	-0.076	0.049

Femmes

Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	-0.006	0.145
INSTAL	-0.013	0.110
NETTOY	-0.025	0.072
MANUT	-0.090	0.110
GESTION	0.011	0.034
COMMERCE	-0.009	0.053
RECHERCH	0.006	0.065
OUVRIERQ	0.059	0.116
DAGTMAIT	0.035	0.048
INGENIEU	0.053	0.051
TECHNI	0.032	0.064
PROF	0.028	0.066
AGE1825	-0.119	0.011
AGE2535	-0.102	0.065
AGE4555	0.176	0.059*
AGE55	0.200	0.010*
DEUXCYCL	-0.191	0.219
GDECOLE	-0.016	0.237
PREMCYCL	-0.212	0.293
BTS	-0.040	0.272
BACGEN	0.037	0.356
A18ANS	0.042	0.055
U6ANS	0.012	0.053
P6ANS	-0.039	0.106
P18ANS	-0.035	0.055

MCO avec effets spécifiques individuels			
Hommes		Femmes	
Moyenne du log-salaire = 4.070		Moyenne du log-salaire = 3.936	
Écart type du log-salaire = 0.469		Écart type du log-salaire = 0.577	
Écart type des résidus = 0.237		Écart type des résidus = 0.280	
Log-vraisemblance = 340.948		Log-vraisemblance = 107.961	
R-carré = 0.833		R-carré = 0.846	
SCE = 264.953	dl = 511	SCE = 459.204	dl = 568
SCR = 52.777	dl = 933	SCR = 83.363	dl = 1057
SCT = 317.731	dl = 1444	SCT = 542.568	dl = 1625

TABLEAU B.5. RÉSULTATS I

Modèle
(1) = Terme constant seulement
(2) = Effets de groupe seulement
(3) = X – variable seulement
(4) = X et effets de groupe

Résultats							
Hommes				Femmes			
Test de ratio de vraisemblance							
Modèle	Chi-carré	d.l.	Proba	Modèle	Chi-carré	d.f.	Prob
(2) vs (1)	2532.460	481	0.0000	(2) vs (1)	3018.091	543	0.0000
(3) vs (1)	807.588	30	0.0000	(3) vs (1)	777.801	25	0.0000
(4) vs (1)	2593.947	511	0.0000	(4) vs (1)	3045.671	568	0.0000
(4) vs (2)	61.487	30	0.0006	(4) vs (2)	27.579	25	0.3275
(4) vs (3)	1786.359	481	0.0000	(4) vs (3)	2267.870	543	0.0000

Décomposition par âge

TABLEAU B.6. MCO SANS EFFETS SPÉCIFIQUES INDIVIDUELS POUR LES 18-35 ANS

Modèle de référence pour le modèle à effets aléatoire

Régression pour les :

Hommes

Femmes

Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	-0.009	0.052
INSTAL	-0.007	0.056
NETTOY	0.324	0.011*
MANUT	-0.041	0.054
GESTION	-0.064	0.056
COMMERCE	-0.105	0.055**
RECHERCH	0.001	0.053
PARTIEL	0.129	0.083
FRANNAIS	-0.028	0.047
ALGERIEN	-0.022	0.118
CELIBAT	0.011	0.038
OUVRIERQ	0.007	0.042
DAGTMAIT	0.148	0.063*
TECHNI	0.128	0.047*
INGENIEU	0.421	0.055*
PROF	0.234	0.098*
DEUXCYCL	-0.004	0.065
GDECOLE	0.272	0.072*
PREMCYCL	0.093	0.099
BTS	0.219	0.054*
BACGEN	-0.013	0.120
CAP	0.057	0.055
CEP	0.009	0.066
SANSDIPL	-0.195	0.046*
A3ANS	0.041	0.143
A18ANS	-0.048	0.048
U3ANS	0.119	0.135
U6ANS	0.025	0.047
P6ANS	-0.047	0.082
P18ANS	0.063	0.046
PETITE	-0.113	0.082
MOYENNE	-0.320	0.083*
PARIS	-0.138	0.064*
Constant	3.938	0.179

Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	0.100	0.113
INSTAL	0.184	0.183
NETTOY	-0.184	0.072*
MANUT	0.105	0.155
GESTION	0.060	0.040
COMMERCE	0.058	0.048
RECHERCH	0.034	0.081
PARTIEL	0.073	0.047
FRANNAIS	0.107	0.056**
ALGERIEN	0.269	0.111*
CELIBAT	0.206	0.148
MARIE	0.201	0.150
DIVORCE	0.241	0.168
OUVRIERQ	0.029	0.174
DAGTMAIT	0.097	0.063
TECHNI	0.129	0.088
INGENIEU	0.291	0.059*
PROF	0.693	0.084*
DEUXCYCL	0.246	0.050*
GDECOLE	0.096	0.093
PREMCYCL	-0.119	0.089
BACGEN	-0.393	0.163*
CAP	-0.033	0.050
CEP	-0.332	0.083*
SANSDIPL	-0.223	0.061*
A3ANS	0.013	0.058
A18ANS	0.059	0.056
U6ANS	0.004	0.051
P6ANS	0.031	0.092
P18ANS	0.002	0.048
PETITE	-0.178	0.109
MOYENNE	-0.199	0.107**
PARIS	-0.066	0.090
Constant	3.451	0.179

MCO sans effets spécifiques individuels			
Hommes		Femmes	
Moyenne du log-salaire = 3.940		Moyenne du log-salaire = 3.815	
Écart type du log-salaire = 0.379		Écart type du log-salaire = 0.444	
Écart type des résidus = 0.296		Écart type des résidus = 0.331	
Log-vraisemblance = -81.518		Log-vraisemblance = -140.397	
R-carré = 0.430		R-carré = 0.479	
SCE = 30.223	dl = 33	SCE = 47.376	dl = 33
SCR = 39.906	dl = 454	SCR = 51.422	dl = 468
SCT = 70.129	dl = 487	SCT = 98.799	dl = 501

TABLEAU B.7. MOINDRES CARRÉS AVEC EFFETS ALÉATOIRES POUR LES 18-35 ANS

Moindres carrés avec effets spécifiques aléatoires pour les 18-35 ans

Régression pour les :

Hommes

Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	0.068	0.046
INSTAL	0.021	0.050
NETTOY	0.188	0.090*
MANUT	-0.012	0.051
GESTION	0.002	0.048
COMMERCE	-0.054	0.047
RECHERCH	-0.027	0.049
PARTIEL	0.1775	0.122
FRANNAIS	-0.040	0.070
ALGERIEN	-0.067	0.175
CELIBAT	0.004	0.050
OUVRIERQ	-0.007	0.033
DAGTMAIT	0.051	0.044
TECHNI	0.031	0.037
INGENIEU	0.213	0.051*
PROF	-0.077	0.100
DEUXCYCL	0.143	0.087**
GDECOLE	0.385	0.093*
PREMCYCL	0.130	0.145
BTS	0.222	0.067*
BACGEN	0.188	0.140
CAP	0.057	0.077
CEP	-0.036	0.100
SANSDIPL	-0.284	0.065*
A3ANS	0.006	0.096
A18ANS	-0.105	0.046*
U3ANS	0.053	0.094
U6ANS	-0.014	0.040
P6ANS	-0.080	0.048
P18ANS	0.059	0.047
PETITE	-0.046	0.124
MOYENNE	-0.305	0.127*
PARIS	-0.073	0.096
Constant	4.003	0.161

Femmes

Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	-0.015	0.102
INSTAL	-0.024	0.169
NETTOY	-0.152	0.082
MANUT	0.005	0.089
GESTION	0.013	0.031
COMMERCE	0.054	0.039
RECHERCH	-0.018	0.064
PARTIEL	0.083	0.068
FRANNAIS	0.112	0.083
ALGERIEN	0.200	0.161
CELIBAT	0.177	0.230
MARIE	0.163	0.231
DIVORCE	0.207	0.258
OUVRIERQ	0.087	0.112
DAGTMAIT	0.004	0.047
TECHNI	0.051	0.063
INGENIEU	0.104	0.051
PROF	0.215	0.068
DEUXCYCL	0.282	0.065
GDECOLE	0.231	0.104
PREMCYCL	0.025	0.094
BACGEN	-0.157	0.166
CAP	-0.093	0.075
CEP	-0.425	0.121
SANSDIPL	-0.324	0.088
A3ANS	0.012	0.036
A18ANS	-0.045	0.058
U6ANS	-0.069	0.043
P6ANS	-0.099	0.074
P18ANS	0.011	0.048
PETITE	-0.169	0.166
MOYENNE	-0.193	0.164
PARIS	-0.043	0.137
Constant	3.617	0.252

MCO avec effets spécifiques aléatoires	
Hommes	Femmes
Var[e] = 0.023	Var[e] = 0.026
Var[u] = 0.064	Var[u] = 0.083
Test du multiplicateur de Lagrange contre le modèle (3) = 164.56800	Test du multiplicateur de Lagrange contre le modèle (3) = 197.94753
Reestimation en utilisant les MCG:	Reestimation en utilisant les MCG
Var[e] = 0.031	Var[e] = 0.032
Var[u] = 0.076	Var[u] = 0.106
Somme des carrés = 43.441	Somme des carrés = 57.768
R-carré = 0.380	R-carré = 0.415

TABLEAU B.8. MOINDRES CARRÉS AVEC EFFETS FIXES POUR LES 18-35 ANS

Régression pour les :

Hommes			Femmes		
Variable	Coefficient	Écart type	Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	0.079	0.064	PRODUCT	-0.068	0.129
INSTAL	0.004	0.067	INSTAL	-0.136	0.211
NETTOY	0.132	0.113	NETTOY	-0.057	0.119
MANUT	0.010	0.071	MANUT	-0.027	0.095
GESTION	0.039	0.064	GESTION	-0.001	0.035
COMMERCE	-0.003	0.061	COMMERCE	0.053	0.047
RECHERCH	-0.116	0.068**	RECHERCH	-0.019	0.074
OUVRIERQ	0.019	0.042	OUVRIERQ	0.113	0.120
DAGTMAIT	0.041	0.053	DAGTMAIT	-0.037	0.052
INGENIEU	0.091	0.0725	INGENIEU	-0.017	0.062
TECHNI	0.013	0.4640	TECHNI	0.002	0.072
PROF	-0.287	0.1489**	PROF	-0.005	0.080
GDECOLE	0.061	0.3115	DEUXCYCL	-0.484	0.184*
BTS	0.088	0.1715	GDECOLE	-0.507	0.279**
BACGEN	0.413	0.2428	PREMCYCL	-0.316	0.151*
CAP	0.088	0.2950	BTS	-0.836	0.349*
SANSDIPL	-0.069	0.2079*	BACGEN	-0.041	0.217
A3ANS	-0.057	0.1172	A3ANS	0.027	0.041
A18ANS	-0.15288	0.6445*	A18ANS	-0.196	0.088*
U3ANS	-0.020	0.1166	U6ANS	-0.146	0.052*
U6ANS	-0.0291	0.5242	P6ANS	-0.212	0.089*
P6ANS	-0.117	0.9220	P18ANS	0.031	0.068
P18ANS	0.067	0.7234			

MCO avec effets spécifiques individuels			
Hommes		Femmes	
Moyenne du log-salaire = 3.940		Moyenne du log-salaire = 3.815	
Écart type du log-salaire = 0.379		Écart type du log-salaire = 0.444	
Écart type des résidus = 0.169		Écart type des résidus = 0.167	
Log-vraisemblance = 294.241		Log-vraisemblance = 307.804	
R-carré = 0.878		R-carré = 0.912	
SCE = 61.574	dl = 190	SCE = 90.176	dl = 195
SCR = 8.555	dl = 297	SCR = 8.622	dl = 306
SCT = 70.129	dl = 487	SCT = 98.799	dl = 501

TABLEAU B.9. RÉSULTATS 2

Modèle
(1) = Terme constant seulement
(2) = Effets de groupe seulement
(3) = X – variable seulement
(4) = X et effets de groupe

Résultats							
Hommes				Femmes			
Test de ratio de vraisemblance							
Modèle	Chi-carré	d.f.	Proba	Modèle	Chi-carré	d.f.	Proba
(2) vs (1)	963.255	167	0.000	(2) vs (1)	1185.148	173	0.000
(3) vs (1)	255.577	23	0.000	(3) vs (1)	297.506	22	0.000
(4) vs (1)	1026.659	190	0.000	(4) vs (1)	1224.218	195	0.000
(4) vs (2)	63.404	23	0.000	(4) vs (2)	39.070	22	0.014
(4) vs (3)	771.082	167	0.000	(4) vs (3)	926.712	173	0.000

TABLEAU B.10. MCO SANS EFFETS SPÉCIFIQUES INDIVIDUELS POUR LES 40-55+ ANS

Modèle de référence pour le modèle à effets aléatoires

Régression pour les :

Hommes			Femmes		
Variable	Coefficient	Écart type	Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	-0.149	0.040*	PRODUCT	0.026	0.148
INSTAL	-0.231	0.051*	INSTAL	-0.102	0.164
NETTOY	-0.531	0.066*	NETTOY	-0.472	0.064*
MANUT	-0.257	0.062*	MANUT	-0.358	0.196**
GESTION	-0.016	0.044	GESTION	0.067	0.043
COMMERCE	-0.151	0.050*	COMMERCE	-0.059	0.069
RECHERCH	-0.094	0.050**	RECHERCH	-0.014	0.090
PARTIEL	0.211	0.088*	PARTIEL	0.102	0.046*
FRANNAIS	0.110	0.038*	FRANNAIS	-0.092	0.056**
ALGERIEN	0.119	0.092	CELIBAT	0.495	0.111*
CELIBAT	-0.225	0.132**	MARIE	0.453	0.102*
MARIE	-0.100	0.129	DIVORCE	0.494	0.109*
DIVORCE	-0.063	0.138	OUVRIERQ	-0.208	0.258
OUVRIERQ	0.020	0.042	DAGTMAIT	0.213	0.075*
DAGTMAIT	0.241	0.054*	TECHNI	0.286	0.101*
TECHNI	0.109	0.046*	INGENIEU	0.566	0.058*
INGENIEU	0.367	0.041*	PROF	0.505	0.075*
PROF	0.374	0.063*	DEUXCYCL	0.088	0.064
DEUXCYCL	0.042	0.555	GDECOLE	0.065	0.104
GDECOLE	0.388	0.066*	PREMCYCL	0.253	0.108*
PREMCYCL	0.072	0.215	BACGEN	-0.032	0.293
BTS	0.154	0.066*	CAP	0.039	0.079
BACGEN	-0.024	0.147	CEP	-0.166	0.050*
CAP	0.099	0.063	SANSDIPL	-0.119	0.062**
CEP	-0.101	0.037*	A3ANS	0.157	0.292
SANSDIPL	-0.091	0.039*	A18ANS	0.081	0.041*
A3ANS	-0.086	0.112	U6ANS	0.009	0.145
A18ANS	0.064	0.033*	P6ANS	-0.322	0.468
U6ANS	0.001	0.053	P18ANS	0.001	0.060
P6ANS	-0.213	0.170	PETITE	-0.034	0.103
P18ANS	0.013	0.038	MOYENNE	-0.119	0.108
PETITE	-0.101	0.089	PARIS	-0.077	0.083
MOYENNE	-0.209	0.096*	Constant	3.396	0.332
PARIS	-0.027	0.080			
Constant	4.239	0.194			

MCO sans effets spécifiques individuels			
Hommes		Femmes	
Moyenne du log-salaire = 4.138		Moyenne du log-salaire = 3.996	
Écart type du log-salaire = 0.470		Écart type du log-salaire = 0.627	
Écart type des résidus = 0.347		Écart type des résidus = 0.500	
Log-vraisemblance = -275.079		Log-vraisemblance = -651.539	
R-carré = 0.478		R-carré = 0.386	
SCE = 85.676	dl = 34	SCE = 140.064	dl = 32
SCR = 80.537	dl = 775	SCR = 150.046	dl = 887
SCT = 166.212	dl = 809	SCT = 290.111	dl = 919

TABLEAU B.11. MOINDRES CARRÉS AVEC EFFETS ALÉATOIRES POUR LES 40-55+ ANS

Régression pour les :

Hommes

Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	-0.113	0.043*
INSTAL	-0.195	0.049*
NETTOY	-0.372	0.072*
MANUT	-0.174	0.061*
GESTION	-0.023	0.039
COMMERCE	-0.089	0.051**
RECHERCH	-0.020	0.046
PARTIEL	0.226	0.131**
FRANNAIS	0.148	0.054*
ALGERIEN	0.081	0.136
CELIBAT	-0.219	0.171
MARIE	-0.099	0.163
DIVORCE	-0.053	0.178
OUVRIERQ	0.006	0.037
DAGTMAIT	0.085	0.048**
TECHNI	0.020	0.040
INGENIEU	0.209	0.045
PROF	0.192	0.065*
DEUXCYCL	0.137	0.078**
GDECOLE	0.451	0.089*
PREMCYCL	0.090	0.314
BTS	0.224	0.091*
BACGEN	-0.082	0.219
CAP	0.085	0.088
CEP	-0.123	0.054*
SANSDIPL	-0.112	0.055*
A3ANS	-0.079	0.0841
A18ANS	0.036	0.037
U6ANS	-0.036	0.051
P6ANS	-0.200	0.131
P18ANS	-0.015	0.040
PETITE	-0.070	0.131
MOYENNE	-0.219	0.140
PARIS	-0.004	0.119
Constant	4.229	0.237

Femmes

Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	0.022	0.173
INSTAL	-0.141	0.142
NETTOY	-0.369	0.072*
MANUT	-0.264	0.188
GESTION	0.050	0.045
COMMERCE	-0.074	0.073
RECHERCH	0.038	0.091
PARTIEL	0.068	0.063
FRANNAIS	-0.054	0.076
CELIBAT	0.492	0.153*
MARIE	0.446	0.142*
DIVORCE	0.494	0.151*
OUVRIERQ	-0.082	0.220
DAGTMAIT	0.152	0.070*
TECHNI	0.138	0.095
INGENIEU	0.366	0.061*
PROF	0.337	0.081*
DEUXCYCL	0.170	0.083*
GDECOLE	0.187	0.138
PREMCYCL	0.265	0.147**
BACGEN	-0.061	0.410
CAP	0.047	0.103
CEP	-0.233	0.066*
SANSDIPL	-0.203	0.084*
A3ANS	0.059	0.276
A18ANS	0.087	0.047**
U6ANS	0.028	0.140
P6ANS	-0.127	0.475
P18ANS	-0.016	0.065
PETITE	-0.077	0.139
MOYENNE	-0.159	0.146
PARIS	-0.089	0.113
Constant	3.537	0.343

MCO avec effets spécifiques aléatoires	
Hommes	Femmes
Var[e] = 0.044	Var[e] = 0.060
Var[u] = 0.076	Var[u] = 0.060
Test du multiplicateur de Lagrange contre le modèle (3) = 259.46381	Test du multiplicateur de Lagrange contre le modèle (3) = 214.97332
Reestimation en utilisant les MCG:	Reestimation en utilisant les MCG
Var[e] = 0.047	Var[e] = 0.063
Var[u] = 0.087	Var[u] = 0.062
Somme des carrés = 98.645	Somme des carrés = 227.449
R-carré = 0.449	R-carré = 0.371

TABLEAU B.12. MOINDRES CARRÉS AVEC EFFETS FIXES POUR LES 40-55+ ANS

Régression pour les :

Hommes			Femmes		
Variable	Coefficient	Écart type	Variable	Coefficient	Écart type
PRODUCT	-0.062	0.054	PRODUCT	0.024	0.340
INSTAL	-0.132	0.061*	INSTAL	-0.026	0.160
NETTOY	-0.101	0.101	NETTOY	-0.075	0.109
MANUT	-0.057	0.078	MANUT	-0.214	0.215
GESTION	-0.031	0.046	GESTION	0.016	0.059
COMMERCE	-0.063	0.066	COMMERCE	-0.096	0.097
RECHERCH	0.019	0.055	RECHERCH	0.007	0.113
OUVRIERQ	0.038	0.045	OUVRIERQ	0.047	0.244
DAGTMAIT	-0.023	0.057	DAGTMAIT	0.068	0.080
INGENIEU	-0.034	0.066	INGENIEU	0.097	0.078
TECHNI	-0.037	0.046	TECHNI	0.039	0.108
PROF	0.001	0.084	PROF	0.133	0.108
GDECOLE	0.377	0.306	CAP	0.235	0.310
BTS	0.257	0.402	CEP	-0.263	0.312
CAP	0.151	0.265	A18ANS	0.109	0.084
CEP	0.019	0.292	U6ANS	0.002	0.175
SANSDIPL	0.264	0.264	P6ANS	0.002	0.456
A18ANS	-0.040	0.058	P18ANS	-0.090	0.090
U3ANS	0.089	0.094			
U6ANS	-0.056	0.071			
P6ANS	-0.187	0.149			
P18ANS	-0.047	0.058			

MCO avec effets spécifiques individuels			
Hommes		Femmes	
Moyenne du log-salaire = 4.138		Moyenne du log-salaire = 3.996	
Écart type du log-salaire = 0.470		Écart type du log-salaire = 0.627	
Écart type des résidus = 0.210		Écart type des résidus = 0.344	
Log-vraisemblance = 301.269		Log-vraisemblance = -114.159	
R-carré = 0.874		R-carré = 0.809	
SCE = 156.673	dl = 298	SCE = 293.072	dl = 336
SCR = 22.539	dl = 511	SCR = 69.038	dl = 583
SCT = 179.213	dl = 809	SCT = 362.111	dl = 919

TABLEAU B.13. RÉSULTATS 3

Résultats							
Hommes				Femmes			
Test de ratio de vraisemblance							
Modèle	Chi-carré	d.f.	Proba	Modèle	Chi-carré	d.f.	Proba
(2) vs (1)	1657.461	276	0.000	(2) vs (1)	1507.148	318	0.000
(3) vs (1)	488.491	22	0.000	(3) vs (1)	403.465	18	0.000
(4) vs (1)	1679.370	298	0.000	(4) vs (1)	1524.699	336	0.000
(4) vs (2)	21.909	22	0.465	(4) vs (2)	17.551	18	0.485
(4) vs (3)	1190.879	276	0.000	(4) vs (3)	1121.235	318	0.000