

Université de Montréal

Rapport de recherche

***La discrimination salariale selon le sexe chez les
travailleurs immigrés :
Étude du secteur de la fabrication au Canada***

**Rédigé par :
Antoine DEMÉ**

**Dirigé par :
Yves RICHELLE**

**Département de sciences économiques
Faculté des arts et des sciences**

Août 2013

Table des matières

I) Introduction.....	p.3
II) Base de données et modèle.....	p.6
1) Base de données.....	p.6
2) Modèle.....	p.6
III) Analyse économétrique.....	p.10
1) Décomposition agrégée.....	p.10
A) Méthodologie.....	p.10
B) Résultats.....	p.11
2) Décomposition détaillée.....	p.12
A) Méthodologie.....	p.12
B) Résultats.....	p.13
3) Décomposition Oaxaca-Blinder.....	p.15
A) Méthodologie.....	p.15
B) Résultats.....	p.16
4) Décomposition par quantiles.....	p.17
A) Méthodologie.....	p.17
B) Résultats.....	p.18
a) Quantiles inférieurs.....	p.18
b) Quantiles supérieurs.....	p.20
IV) Conclusion.....	p.23
V) Littérature.....	p.24
VI) Annexes.....	p.26

I) Introduction

Les travailleurs immigrés sont, pour les pays qui les accueillent, d'une importance considérable. Ils sont, dans la majorité des cas, indispensables à la croissance économique qui nécessite une part de main d'œuvre croissante.

Ainsi, l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE) estime qu'aux Etats-Unis, entre 1997 et 2007, le nombre total d'emplois a augmenté de 15 millions. Sur ces 15 millions, 8,7 millions ont été attribués à des travailleurs immigrés, soit 58%. Toujours selon l'OCDE et sur la même période, le Royaume-Uni a vu son nombre total d'emplois augmenter de 2 millions, dont environ 1,5 millions étaient occupés par des personnes immigrées.

Aujourd'hui, les flux migratoires sont à un niveau élevé et toutes les régions du monde sont concernées. En outre, la crise financière n'a fait qu'amplifier le phénomène : il s'agit donc d'un sujet de première importance.

Il y a, par exemple, de plus en plus de travailleurs qui migrent au sein même de l'Europe : un nombre croissant d'habitants du sud, sujet à un chômage de masse, partent chercher un travail au nord.

Avec la crise, certains flux se sont aussi inversés : alors que le Portugal était jusqu'à récemment une terre d'immigration pour les travailleurs de son ancienne colonie, l'Angola, il y a à présent un nombre croissant de portugais qui y migrent afin de trouver un travail.

Et le constat est identique lorsqu'on s'intéresse aux migrations internes : en Chine par exemple, on assiste à une hausse des migrations des milieux ruraux vers les milieux urbains.

Mais, alors qu'en 2005 le monde comptait 191 millions de migrants dont 94,5 millions étaient des femmes, soit près de la moitié, le taux d'occupation de celles-ci restait nettement plus bas que celui de leurs homologues masculins.

Par exemple, au Canada, pays qui compte parmi ceux qui accueillent le plus de travailleurs migrants, l'écart du taux d'occupation entre les hommes immigrés et les femmes immigrées du principal groupe d'âge (25 à 55 ans) en 2011 était, selon Statistique Canada, de 14,2 points (83% pour les hommes et 68,8% pour les

femmes), alors qu'il était de seulement 5,2 points pour les natifs du Canada (85,5% pour les hommes et 80,3% pour les femmes).

Pourquoi y a-t-il un tel écart chez les travailleurs immigrés ?

L'objectif du présent rapport est de déterminer s'il y a une explication d'ordre économique à ce phénomène, en l'occurrence un écart salarial tellement important entre les hommes immigrés et les femmes immigrées que ces dernières ne sont plus incitées à entrer sur marché du travail. Ce qui pourrait contribuer à expliquer pourquoi les femmes immigrées travaillent si peu, alors que les hommes immigrés sont, eux, parfaitement intégrés sur le marché du travail.

La littérature s'intéressant à l'écart salarial entre les hommes et les femmes est très vaste.

Ainsi, par exemple, Francine D. Blau et Lawrence M. Kahn ont mené, au fil des années, une série d'études sur le sujet. Ils ont montré, dans une étude datant de 1994, qu'aux Etats-Unis le salaire des femmes en proportion de celui des hommes est passé de 60,4% en 1975 à 69,8% en 1987. Dans un autre article, en 1992, les deux auteurs ont effectué une comparaison internationale : alors que le salaire des femmes, en proportion de celui des hommes, s'élevait à 68,49% aux Etats-Unis, il était de 63,37% au Royaume-Uni, de 74,89% en Australie ou encore de 76,73% en Suède. Une étude similaire qu'ils ont effectuée en 1996 avait estimé que le salaire des femmes, en proportion de celui des hommes, s'élevait à 65,4% aux Etats-Unis, à 61,4% au Royaume-Uni, à 73,3% en Australie et à 77,3% en Suède.

En 2005, D. Weichselbaumer et R. Winter-Ebmer ont, quant à eux, effectué une méta-analyse de l'écart salarial entre les hommes et les femmes, et ce dans le monde entier.

Parmi les études s'intéressant aux travailleurs immigrés, Randall G. Krieg, en 1992, a étudié quant à lui l'impact de la migration sur le salaire des hommes et des femmes mariés aux Etats-Unis. Il a trouvé que le salaire des femmes immigrées, en proportion de celui de leur mari, était de 47,3% un an après la migration, de 48,9% deux ans après et de 49,4% trois ans après. En outre, il a calculé que la part

discriminatoire, c'est-à-dire l'écart de salaire entre les femmes immigrées et leur mari qui n'est pas expliqué, s'élevait à 27,3% un an après la migration, à 28,4% deux ans après et à 32,9% trois ans après.

En 1992, G.J. Borjas, S.G. Bronars et S.J. Trejo ont analysé l'assimilation et le salaire des jeunes migrants. Leur étude montre qu'à leur arrivée dans le pays, ces derniers perçoivent un salaire moindre que les natifs, mais que l'écart disparaît au fil des années.

Et plus récemment, en 2009, T.J. Cooke, P. Boyle, K. Couch et P. Feijten se sont intéressés, eux, à montrer, au Etats-Unis et au Royaume-Uni, la présence d'inégalités selon le sexe de l'individu dans le statut de l'emploi occupé juste après la migration.

II) Base de données et modèle

1) Base de données

Les données proviennent de l'enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) effectuée par Statistique Canada sur dix années, de 1999 à 2008.

Le salaire est corrigé de l'inflation, à l'aide de l'indice des prix à la consommation (IPC) calculé par Statistique Canada. L'année de base est 1999.

L'étude se concentre sur les personnes immigrées qui travaillent à temps plein dans le secteur de la fabrication. L'intérêt du secteur de la fabrication est qu'il réunit un nombre important d'immigrés : en 2006, selon Statistique Canada, 19,6% des immigrants y travaillaient, contre 13% pour la population née au Canada. En outre, le secteur de la fabrication concentre principalement des emplois à temps plein, auxquels notre étude s'intéresse ici.

Il y a un total de 2842 observations, dont 1781 hommes et 1061 femmes.

2) Modèle

Le modèle utilisé dans notre étude est le suivant :

$$\mathbf{\log(SALAIRE) = f(AGE, AGE^2, DUREE, ETUDES\text{PRIM}\&\text{SEC}, ETUDES\text{POSTSEC}, PROV, OCCUP)}$$

La variable dépendante du modèle est ***log(SALAIRE)***.

C'est le salaire horaire de l'individu pris sous forme logarithmique. Les coefficients obtenus s'interprètent donc en taux de variation.

Les variables indépendantes sont :

- **AGE**

Il s'agit de l'âge de l'individu (en années).

- **AGE²**

Il s'agit de l'âge de l'individu (en années) élevé au carré.

Le but de cette variable est d'intégrer dans le modèle le fait que le rendement de l'âge sur le salaire varie à mesure que l'âge augmente.

- **DUREE**

Il s'agit du nombre de mois depuis que l'individu est entré dans son emploi actuel.

- **ETUDES PRIM&SEC**

Il s'agit du nombre d'années d'études primaires et secondaires complétées par l'individu.

- **ETUDES POSTSEC**

Il s'agit du nombre d'années d'études postsecondaires complétées par l'individu.

- **PROV**

Il s'agit d'une variable catégorielle indiquant la province de résidence de l'individu.

La catégorie prise comme référence dans le modèle est la province de l'Ontario.

Les quatre autres catégories sont les provinces du Québec, du Manitoba, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique.

- **OCCUP**

Il s'agit d'une variable catégorielle indiquant le poste d'occupation de l'individu, selon la classification nationale des professions (CNP) établie par Statistique Canada.

La catégorie prise comme référence dans le modèle est celle qui réunit les surveillants, les conducteurs, les monteurs et le personnel de manœuvre.

Les sept autres catégories sont : les cadres supérieurs ; le personnel de bureau et les secrétaires ; le personnel de vente ; les travailleurs en sciences naturelles et appliquées ; le personnel de santé ; les travailleurs dans l'art et la culture ; les autres métiers.

L'individu représentatif dans le modèle est une personne immigrée au Canada qui travaille à temps plein dans le secteur de la fabrication dans la catégorie des surveillants, conducteurs, monteurs et personnel de manœuvre. Il est âgé de plus de 16 ans et vit dans la province de l'Ontario.

Le tableau ci-après présente les statistiques descriptives pour les différentes variables du modèle.

	HOMMES	FEMMES
	MOYENNE (ECART-TYPE)	MOYENNE (ECART-TYPE)
SALAIRE HORAIRE	18,5 (9,37)	12,46 (6,93)
AGE	44 (11)	43 (10)
MOIS DANS L'EMPLOI	110 (107)	99 (97)
ANNEES D'ETUDES PRIMAIRES ET SCONDAIRES	11,11 (2,07)	10,46 (2,5)
ANNEES D'ETUDES POSTSECONDAIRES	2,11 (2,18)	1,52 (2,04)

Tableau 1 : statistiques descriptives de la base de données

Les graphiques I et II de l'annexe présentent les distributions du salaire des hommes et du salaire des femmes.

On constate qu'en moyenne, les hommes perçoivent un salaire nettement plus élevé que les femmes. La différence est de l'ordre d'environ 48%. Le salaire horaire minimum est de \$ 4,29 tant chez les hommes que chez les femmes. Quant au salaire le plus élevé, il est de \$ 84 chez les hommes et de \$ 90,85 chez les femmes.

L'âge moyen est presque identique entre les deux sexes, puisqu'il est de 44 ans pour les hommes et de 43 ans pour les femmes.

En revanche, les hommes sont en poste dans leur emploi depuis plus longtemps que les femmes (11 mois d'écart). Ils ont en outre complété à la fois plus d'années d'études primaires et secondaires et plus d'années d'études postsecondaires.

Les hommes ont donc, en moyenne, des caractéristiques meilleures que les femmes.

La lecture de ces statistiques descriptives nous permet de voir que les hommes ont, en moyenne, un salaire plus élevé que celui des femmes, mais qu'ils ont également, en moyenne, des caractéristiques meilleures.

Le salaire entre les deux sexes serait-il le même sans cet écart dans les caractéristiques ? Cela dépend-il du niveau du revenu ? C'est l'objet de l'analyse économétrique qui suit.

III) Etude économétrique

1) Décomposition agrégée

A) Méthodologie

Nous procédons ici à une décomposition agrégée par la méthode des moindres carrés ordinaires.

Soient les deux équations suivantes :

$$y_h = \beta_0^h + \beta_1 X^h + \varepsilon^h$$

et

$$y_f = \beta_0^f + \beta_1 X^f + \varepsilon^f$$

y est la variable dépendante (ici le salaire sous forme logarithmique).

X un vecteur constitué des variables explicatives de notre modèle.

β_0 est une constante (l'ordonnée à l'origine).

β_1 représente les coefficients associés à chacune des variables explicatives du modèle.

h indique le groupe des hommes et f celui des femmes.

Nous avons donc une équation distincte pour chacun des deux groupes.

Ici, les coefficients β_1 sont identiques dans les deux équations. Seul l'intercept, β_0 , est différent.

Nous pouvons estimer les coefficients à l'aide d'une régression par moindres carrés ordinaires.

On obtient l'équation suivante :

$$E(y|X) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{X} + \hat{\delta}_0 D_i$$

D_i est une variable dummy (ou variable binaire) qui prend la valeur 1 si l'individu est une femme et la valeur 0 si l'individu est un homme.

Ainsi, pour des rendements identiques sur le salaire des hommes et sur celui des femmes, on peut établir la différence entre les deux sexes à l'origine, ce qui nous permet de confirmer ou non la présence d'une discrimination salariale.

B) Résultats

Les résultats obtenus sont les suivants (les résultats complets sont présentés dans le tableau I de l'annexe) :

Variable	Coefficient
DUREE	+ 0,11239%
ETUDES PRIM&SEC	+ 2,00191%
ETUDES POSTSEC	+ 3,70249%
CONSTANTE	1,829456
VARIABLE DUMMY	<u>-0,2721185</u>

Tableau 2 : Décomposition agrégée

Nous observons tout d'abord que le rendement des études primaires et secondaires sur le salaire des hommes et des femmes est de 2,00191%, et celui des études postsecondaires est de 3,70249.

Compléter une année d'étude postsecondaire est donc, logiquement, mieux récompensé que compléter une année d'étude primaire ou secondaire.

Concernant la durée dans l'emploi, nous observons qu'un mois supplémentaire de présence dans le travail offre un rendement sur le salaire de 0,11239%.

En ce qui concerne la constante de la décomposition, elle s'élève à 1,829456.

La variable binaire, qui prends la valeur 0 si l'individu est un homme et 1 si l'individu est une femme, est égale à - 0,2721185 : elle est négative.

La décomposition agrégée nous indique donc que la constante, par rapport aux hommes, est inférieure chez les femmes : il y a, dès l'origine et pour des rendements identiques sur le salaire, un écart salarial entre les hommes et les femmes.

Ce sont, comme le laissait penser l'analyse des statistiques descriptives, les femmes qui sont discriminées.

A présent, l'objectif est d'évaluer les différences entre les hommes et les femmes concernant les rendements sur le salaire, et ce en estimant des coefficients différents pour chacun des deux groupes.

2) Décomposition détaillée

A) Méthodologie

Nous procédons ici à une décomposition détaillée par la méthode des moindres carrés ordinaires.

Soient les deux équations suivantes :

$$y_h = \beta_0^h + \beta_1^h X^h + \varepsilon^h$$

et

$$y_f = \beta_0^f + \beta_1^f X^f + \varepsilon^f$$

On a, comme précédemment, une équation distincte pour chacun des deux groupes. Mais désormais, tout comme la constante β_0 , les coefficients β_1 sont différents entre les hommes et les femmes.

On peut estimer les coefficients par une régression par moindres carrés ordinaires. On obtient les deux équations suivantes :

$$E(y_h|X^h) = \hat{\beta}_0^h + \hat{\beta}_1^h \bar{X}^h$$

et

$$E(y_f|X^f) = \hat{\beta}_0^f + \hat{\beta}_1^f \bar{X}^f$$

Ce qui nous donne l'équation suivante :

$$E(y|X) = \hat{\beta}_0 + \hat{\delta}_0 D_i + \hat{\beta}_1 \bar{X} + \hat{\delta}_1 D_i \bar{X}$$

D_i est une variable dummy (ou variable binaire) qui prend la valeur 1 si l'individu est une femme et la valeur 0 si l'individu est un homme.

Nous pouvons donc, à présent, établir l'écart dans les rendements sur le salaire entre les hommes et les femmes.

L'objectif est de déterminer qui, entre les hommes et les femmes, est le mieux récompensé par la hausse d'une des variables du modèle.

B) Résultats

Les résultats obtenus sont les suivants (les résultats complets sont présentés dans le tableau II de l'annexe) :

	Hommes	Ecart pour les femmes (en points de pourcentage)
DUREE	0,11987%	<u>-0,02322</u>
ETUDES PRIM&SEC	1,8929%	<u>+0,01032</u>
ETUDES POSTSEC	3,8338%	<u>-0,9217</u>

Tableau 3 : Décomposition détaillée

Concernant l'éducation, le rendement des études primaires et secondaires sur le salaire des hommes est de 1,8929%. Chez les femmes, il est de 1,90322%.

Le rendement des études postsecondaire sur le salaire est lui de 3,8338% pour les hommes et de 2,9121% pour les femmes.

Il y a donc un léger écart concernant le rendement des études primaires et secondaires en faveur des femmes et un écart relativement important pour le rendement des études postsecondaires en faveur des hommes.

Cela peut s'expliquer par la nature même des emplois qu'occupent les hommes et les femmes. Ainsi, les femmes occupent plus souvent des postes dont le niveau hiérarchique est bas : elles n'ont pas besoin de compléter d'études postsecondaires pour ces emplois, mais plutôt des études primaires et secondaires. A l'inverse, les hommes occupent plus souvent des postes dont le niveau hiérarchique est haut : il est important pour eux de compléter des études postsecondaires, et les années d'études primaires et secondaires complétées sont moins récompensées.

Concernant la durée dans l'emploi, un mois supplémentaire offre un rendement de 0,11987% pour les hommes et de 0,09635% pour les femmes.

Les hommes sont donc mieux récompensés pour la durée de présence dans l'emploi.

Cette décomposition détaillée nous permet donc d'observer que les femmes immigrées sont moins incitées que les hommes immigrés à compléter des études postsecondaires, de même qu'elles sont moins récompensées pour leur durée de présence dans l'emploi.

Nous venons de montrer que les femmes sont victimes d'une discrimination par rapport aux hommes en ce qui concerne la détermination de leur salaire.

A présent, l'objectif est de distinguer, dans l'écart total de salaire entre les hommes et les femmes, la part qui est la conséquence d'une différence de caractéristiques (on l'a vu dans les statistiques descriptives) de la part qui ne s'explique pas, donc qui est discriminatoire.

3) Décomposition Oaxaca-Blinder

A) Méthodologie

Oaxaca et Blinder (1973) ont mis au point une méthode de décomposition permettant de calculer la part discriminatoire dans l'écart salarial total entre deux groupes, ici les hommes et les femmes. Il s'agit d'une décomposition pour les écarts de moyenne.

L'objectif de la décomposition est de comparer :

$$E(y_f) - E(y_h)$$

D'après la Loi des espérances itérées, nous savons que :

$$E(y_f) = E[E(y_f|X^f)] = \hat{\beta}_1^f \bar{X}^f$$

et

$$E(y_h) = E[E(y_h|X^h)] = \hat{\beta}_1^h \bar{X}^h$$

Si nous posons un contrefactuel tel que :

$$E(y_c) = \hat{\beta}_1^h \bar{X}^f$$

Nous obtenons :

$$E(y_f) - E(y_h) = [E(y_f) - E(y_c)] + [E(y_c) - E(y_h)]$$

Soit l'équation :

$$E(y_f) - E(y_h) = (\hat{\beta}_1^f - \hat{\beta}_1^h) \bar{X}^f + \hat{\beta}_1^h (\bar{X}^f - \bar{X}^h)$$

La première partie de l'équation, $(\hat{\beta}_1^f - \hat{\beta}_1^h)\bar{X}^f$, est la différence dans la structure, c'est-à-dire la différence dans les rendements : c'est la partie non expliquée de la décomposition, la partie qui évalue la présence de discrimination.

La seconde partie de l'équation, $\hat{\beta}_1^h(\bar{X}^f - \bar{X}^h)$, représente la différence dans les caractéristiques des individus (les effets de composition) : c'est la partie expliquée de la décomposition.

Grace à la décomposition Oaxaca-Blinder, nous pouvons donc distinguer la partie de l'écart salarial entre les hommes et les femmes qui s'explique par une différence dans les caractéristiques de la partie qui, elle, est non expliquée et donc discriminatoire.

B) Résultats

Les résultats obtenus sont les suivants (les résultats complets sont présentés dans le tableau III de l'annexe) :

Ecart salarial prédit entre les hommes et les femmes	38,75252%
Part expliquée :	11,54067%
-DUREE	1,23441%
-ETUDES PRIM&SEC	1,30763%
-ETUDES POSTSEC	2,19799%
Part discriminatoire	<u>27,21185%</u>

Tableau 4 : Décomposition Oaxaca-Blinder

La décomposition Oaxaca-Blinder prédit ici un écart de 38,75252% entre le salaire des hommes et celui des femmes.

La différence dans les caractéristiques entre les deux groupes explique un écart salarial de 11,54067%.

La différence concernant les études primaires et secondaires complétées entre les hommes et les femmes explique un écart salarial de 1,30763%.

La différence dans les études postsecondaires complétées explique quant à elle un écart de 2,19799% dans le salaire.

En outre, l'écart dans la durée dans l'emploi entre les hommes et les femmes explique 1,23441% de l'écart salarial.

La part non expliquée, c'est-à-dire discriminatoire, est de 27,21185% : la discrimination salariale à l'égard des femmes conduit donc à un écart de salaire d'environ 27,2% par rapport aux hommes.

Ce chiffre va dans le sens de l'étude de Randall G. Krieg qui avait conclu, après avoir effectué la même décomposition, à une discrimination des femmes immigrées par rapport aux hommes immigrés, aux Etats-Unis dans le milieu des années 1980, d'environ 30%.

Nous venons de montrer qu'un écart inexplicé très important entre le salaire des hommes et celui des femmes est vérifié, mais est-ce vrai pour tous les niveaux de revenus ?

Alors que nous avons effectué une décomposition pour les écarts de moyenne, l'objet de la prochaine étape est d'effectuer une décomposition par quantiles.

4) Décomposition par quantiles

A) Méthodologie

L'objectif est d'évaluer l'écart salarial entre les hommes et les femmes à différents niveaux de revenus.

La méthode utilisée est celle de la régression quantile inconditionnelle de Firpo, Fortin et Lemieux (2009).

Soit l'écart salarial entre les hommes et les femmes au centile j ($1 \leq j \leq 100$) :

$$\Delta(j) = q_h(j) - q_f(j)$$

On calcule la « recentred influence function » (RIF) telle que :

$$RIF_{ji} = q(j) + [1(Y_i \geq q(j)) - (1 - j)] / f(q(j))$$

$q(j)$ est le centile j .

$1(\cdot)$ est une variable dummy (ou variable binaire) égale à 1 si, pour l'individu i , le log du salaire (Y) est supérieur ou égal à $q(j)$, et égale à 0 sinon.

$f(q(j))$ est la densité du salaire au centile j .

Nous faisons ensuite une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires, RIF étant la variable dépendante (les variables indépendantes, elles, restent les mêmes). Pour terminer, nous procédons à une décomposition Oaxaca-Blinder.

B) Résultats

Les résultats complets sont présentés dans les tableaux IV à IX de l'annexe.

a) Quantiles inférieurs

Les résultats obtenus sont les suivants :

	Quantile .50	Quantile .25	Quantile .10
Ecart total	42,18995%	35,9138%	30,33117%
Part expliquée :	11,88833%	10,47343%	6,37857%
-DUREE	1,45597%	1,44421%	0,88444%
-ETUDES PRIM&SEC	2,01763%	0,82164%	0,29607%*
-ETUDES POSTSEC	2,56336%	1,98643%	1,16906%
Part discriminatoire	<u>30,30161%</u>	<u>24,44037%</u>	<u>23,95261%</u>

*=non significativement différent de 0 (à 95%)

Tableau 5 : Décomposition Oaxaca-Blinder pour les quantiles inférieurs

Lorsqu'on regarde le 50^{ème} centile inférieur, l'écart total de salaire entre les hommes et les femmes est de 42,18995%.

Les différences dans les caractéristiques expliquent 11,88833% d'écart dans les salaires entre les deux groupes. Ainsi, la différence concernant la durée dans l'emploi explique un écart de 1,45597%, celle concernant les années d'études primaires et secondaires complétées explique un écart de 2,011763% et celle concernant les années d'étude postsecondaires complétées explique un écart de 2,56336%.

La part inexpliquée s'élève à 30,30161% : au 50^{ème} centile inférieur, la discrimination à l'égard des femmes conduit à un écart salarial de 30,30161% par rapport aux femmes.

Maintenant, lorsqu'on regarde le 25^{ème} centile inférieur, c'est-à-dire lorsqu'on se concentre sur des revenus plus bas, l'écart total de salaire entre les hommes et les femmes est de 35,9138%.

Les différences dans les caractéristiques expliquent 10,47343% d'écart dans les salaires entre les deux groupes : la différence concernant la durée dans l'emploi explique un écart de 1,44421%, celle concernant les années d'études primaires et secondaires complétées explique un écart de 0,82164% et celle concernant les années d'étude postsecondaires complétées explique un écart de 1,98643%.

La part inexpliquée s'élève, quant à elle, à 24,44037% : au 25^{ème} centile inférieur, la discrimination à l'égard des femmes conduit à un écart salarial de 24,44037% par rapport aux femmes.

Enfin, lorsqu'on regarde le 10^{ème} centile inférieur, c'est-à-dire la tranche qui concentre les très bas revenus, l'écart total de salaire entre les hommes et les femmes est de 30,33117%.

Les différences dans les caractéristiques n'expliquent plus que 6,37857% d'écart dans les salaires entre les deux groupes. La différence concernant la durée dans l'emploi explique un écart de 0,88444%, celle concernant les années d'études primaires et secondaires complétées n'explique qu'un écart de 0,29607 % (le coefficient n'est pas significativement différent de 0) et celle concernant les années d'étude postsecondaires complétées explique un écart qui diminue à 1,16906%.

La part inexpliquée est ici de l'ordre de 23,95261% : au 10^{ème} centile inférieur, la discrimination à l'égard des femmes conduit à un écart salarial de 23,95261% par rapport aux femmes.

On constate donc que, pour les quantiles inférieurs, plus on se concentre sur les bas revenus et moins l'écart salarial entre les hommes et les femmes est important.

D'un côté, la différence dans les caractéristiques diminue (la durée dans l'emploi et les études complétées, qu'elles soient primaires, secondaires ou postsecondaires, se rapprochent entre les deux groupes).

D'un autre côté, la discrimination baisse entre les deux groupes : alors que pour le 50^{ème} centile inférieur, la discrimination conduit à un écart de salaire d'environ 30,3%, il est ramené à 23,95% environ pour le 10^{ème} centile inférieur.

Maintenant, qu'en est-il pour les revenus les plus hauts ?

b) Quantiles supérieurs

Les résultats obtenus sont les suivants :

	Quantile .5	Quantile .25	Quantile .1
Ecart total	41,89121%	41,93802%	45,42561%
Part expliquée :	12,09498%	12,41273%	15,48285%
-DUREE	1,46661%	1,40693%	1,06228%
-ETUDES PRIM&SEC	2,06452%	1,49858%	1,57446%
-ETUDES POSTSEC	2,59164%	1,95593%	2,7847%
Part discriminatoire	<u>29,79622%</u>	<u>29,52529%</u>	<u>29,94277%</u>

Tableau 6 : Décomposition Oaxaca-Blinder pour les quantiles supérieurs

Lorsqu'on regarde le 50^{ème} centile supérieur, l'écart total de salaire entre les hommes et les femmes est de 41,89121%.

Les différences dans les caractéristiques expliquent 12,09498% d'écart dans les salaires entre les deux groupes. Ainsi, la différence concernant la durée dans l'emploi explique un écart de 1,46661%, celle concernant les années d'études primaires et secondaires complétées explique un écart de 2,06452% et celle concernant les années d'étude postsecondaires complétées explique un écart de 2,59164%.

La part inexpliquée s'élève à 29,79622% : au 50^{ème} centile supérieur, la discrimination à l'égard des femmes conduit à un écart salarial de 30,30161% par rapport aux femmes.

Maintenant, lorsqu'on regarde le 25^{ème} centile supérieur, c'est-à-dire lorsqu'on se concentre sur des revenus plus hauts, l'écart total de salaire entre les hommes et les femmes est de 41,93802%.

Les différences dans les caractéristiques expliquent 12,41273% d'écart dans les salaires entre les deux groupes : la différence concernant la durée dans l'emploi explique un écart de 1,40693%, celle concernant les années d'études primaires et secondaires complétées explique un écart de 1,49858% et celle concernant les années d'étude postsecondaires complétées explique un écart de 1,95593%.

La part inexpliquée s'élève, quant à elle, à 29,52529% : au 25^{ème} centile supérieur, la discrimination à l'égard des femmes conduit à un écart salarial de 29,52529% par rapport aux femmes.

Enfin, lorsqu'on regarde le 10^{ème} centile supérieur, c'est-à-dire la tranche qui concentre les très hauts revenus, l'écart total de salaire entre les hommes et les femmes monte à 45,42561%.

Les différences dans les caractéristiques expliquent 15,48285% d'écart dans les salaires entre les deux groupes. La différence concernant la durée dans l'emploi explique un écart de 1,06228%, celle concernant les années d'études primaires et secondaires complétées explique un écart de 1,57446% et celle concernant les années d'étude postsecondaires complétées explique un écart de 2,7847%.

La part inexpliquée est ici de l'ordre de 29,94277% : au 10^{ème} centile supérieur, la discrimination à l'égard des femmes conduit à un écart salarial de 29,94277% par rapport aux femmes.

On constate donc que, pour les quantiles supérieurs, plus on se concentre sur les hauts revenus et plus l'écart salarial entre les hommes et les femmes est important, mais dans une moindre mesure que pour les bas revenus.

D'un côté, la différence dans les caractéristiques augmente (elle explique environ 12,09% d'écart salarial pour le 50^{ème} centile supérieur et environ 15,48% pour le 10^{ème} centile supérieur).

D'un autre côté, on constate que la discrimination à l'égard des femmes ne varie pas lorsqu'on se concentre sur une tranche haute de revenus : alors que pour le 50^{ème} centile supérieur, la discrimination conduit à un écart de salaire d'environ 29,8%, elle est d'environ 29,9% pour le 10^{ème} centile supérieur.

IV) Conclusion

Dans un premier temps, nous avons montré que les femmes immigrées sont moins récompensées que les hommes immigrés pour la durée dans l'emploi ainsi que pour les études postsecondaires qu'elles complètent.

Puis, nous avons trouvé que l'écart salarial entre les hommes et les femmes immigrés est d'environ 38,7%.

La différence dans les caractéristiques explique un écart de salaire entre les deux groupes d'environ 11,5%.

La discrimination à l'égard des femmes est responsable d'un écart de salaire d'environ 27,2% par rapport aux hommes.

Enfin, nous avons montré que plus les revenus sont bas, moins l'écart salarial entre les hommes et les femmes est important : il y a à la fois moins de différences dans les caractéristiques des individus et moins de discrimination.

A l'inverse, plus les revenus sont hauts et plus l'écart salarial entre les hommes et les femmes est important. Il y a une différence de caractéristiques plus prononcée, mais la part discriminatoire, elle, ne progresse pas : elle atteint un plafond d'environ 29%.

Les femmes immigrées sont donc fortement discriminées sur le marché du travail par rapport aux hommes immigrés. Un écart moyen d'environ 27,2% est susceptible d'expliquer en partie pourquoi elles sont nettement moins intégrées que leurs homologues masculins sur le marché de l'emploi.

En outre, notre étude permet d'expliquer l'une des raisons pour lesquelles les femmes immigrées sont plus souvent présentes dans des emplois à faible niveau de salaire, là où la discrimination est la plus faible, et sont moins souvent présentes dans les emplois à hauts niveau de salaire, là où la discrimination est la plus forte.

Cependant, il ne faut pas oublier les nombreux facteurs non économiques, notamment sociaux, qui permettent de donner une explication à la faible participation des femmes immigrées à l'emploi.

V) Littérature

- R.G. Krieg, "*Internal migration and its influence on earnings of working husbands and wives*", *Journal of Regional Analysis and Policy*, vol. 22, pp. 79-89, 1992.

- Francine D. Blau, Lawrence M. Kahn, "*Rising wage inequality and the U.S. gender gap*", *The American Economic Review*, vol. 84, pp. 23-28, 1994.

- Francine D. Blau, Lawrence M. Kahn, "*Wage structure and gender earnings differentials: an international comparison*", *Economica*, vol. 63, pp. S29-S62, 1996.

- Francine D. Blau, Lawrence M. Kahn, "*The gender earnings gap: learning from international comparisons*", *The American Economic Review*, vol. 82, pp. 533-538, 1992.

- P. Boyle, T. Cooke, K. Halfacree, D. Smith, "*Gender inequality in employment status following family migration in GB and the US: the effect of relative occupational status*", *International Journal of Sociology and Social Policy*, vol. 19, pp. 109-143, 2011.

- T.J. Cooke, P. Boyle, K. Couch, P. Feijten, "*A longitudinal analysis of family migration and the gender gap in earnings in the United States and Great Britain*", *Demography*, vol. 46, pp. 147-167, 2009.

- D. Weichselbaumer, R. Winter-Ebmer, "*A meta-analysis of the international gender wage gap*", *Journal of Economic Surveys*, vol. 9, pp. 479-511, 2005.

- W. Clark, S.D. Withers, "*Disentangling the interaction of migration, mobility, and labor-force participation*", *Environment and Planning*, vol. 34, pp. 923 – 945, 2002.

- G.J. Borjas, S.G. Bronars et S.J. Trejo, "*Assimilation and the earnings of young internal migrants*", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 74, p.170-175, 1992.

- N. Maxwell, "*Economic returns to migration: marital status and gender differences*", *Social Science Quarterly*, p.108-121, 1988.

- S.H. Sandell, "*Women and the economics of family migration*", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 59, p.406-414, 1977.

- N. Piper, "Gender and migration", Asia Research Institute, National University of Singapore.

- M. Branden, "Family migration and gender differences in income – the importance of occupation", Stockholm University Demography Unit.

VI) Annexes

Tableau I : Décomposition agrégée du log salaire par la méthode des moindres carrés ordinaires

VARIABLE	COEFFICIENT (ECART-TYPE)
AGE	0,0221733 (0,0039883)
AGE ²	-0,0002413 (0,000046)
DUREE	0,0011239 (0,0000676)
ETUDES PRIM&SEC	0,0200191 (0,0030165)
ETUDES POSTSEC	0,0370249 (0,0032555)
PROV QUEBEC	-0,1770355 (0,0199937)
PROV MANITOBA	-0,2392587 (0,0190995)
PROV ALBERTA	-0,0240454* (0,0220598)
PROV COLOMBIE BRIT	-0,0439225 (0,0221122)
OCCUP CADRES SUP	0,5643227 (0,0298157)
OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	0,1357938 (0,0202819)
OCCUP VENDE	0,277532 (0,0326101)
OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	0,4345047 (0,0240464)
OCCUP SANTE	0,0267575* (0,0726112)
OCCUP ARTS ET CULTURE	0,1819735 (0,0600752)
OCCUP AUTRES METIERS	0,2179014 (0,0229502)
<u>SEXE DUMMY</u>	<u>-0,2721185</u> (0,0135691)
CONSTANTE	1,829456 (0,0921561)
* = Non significativement différent de 0 (à 95%)	R²=0,5068

**Tableau II : Décomposition détaillée du log salaire par la méthode des
moindres carrés ordinaires**

VARIABLE	COEFFICIENT HOMMES (ECART-TYPE)	COEFFICIENT FEMMES (ECART-TYPE)
AGE	0,0257415 (0,0050854)	0,0130281 (0063857)
AGE²	-0,0002736 (0,000058)	-0,0001461* (0,0000754)
DUREE	0,0011987 (0,0000856)	0,0009635 (0,0001083)
ETUDES PRIM&SEC	0,018929 (0,0041381)	0,0190322 (0,0042828)
ETUDES POSTSEC	0,038338 (0,0041352)	0,029121 (0,0052421)
PROV QUEBEC	-0,197676 (0,0258715)	-0,1490715 (1490715)
PROV MANITOBA	-0,2146671 (0,0253725)	-0,2894192 (0,0282974)
PROV ALBERTA	-0,0199848* (0,0263224)	-0,0606893* (0,0412483)
PROV COLOMBIE BRIT	-0,0737384 (0,0291724)	-0,0045528* (0,0335077)
OCCUP CADRES SUP	0,5398517 (0,0353835)	0,6268776 (0,0554342)
OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	0,0348035* (0,0307583)	0,2293048 (0,0263892)
OCCUP VENTE	0,325786 (0,0395385)	0,1047991* (0,0580802)
OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	0,3863359 (0,0281231)	0,6383163 (0,0484133)
OCCUP SANTE	-0,0707489* (0,1071096)	0,1853883* (0,0945562)
OCCUP ARTS ET CULTURE	0,1760264 (0,0804301)	0,1924531 (0,087353)
OCCUP AUTRES METIERS	0,2206478 (0,0247654)	-0,0608522* (0,0860578)
CONSTANTE	1,754861 (0,1190615)	1,782122 (0,1424634)
*= Non significativement différent de 0 (à 95%)	R²=0,4206	R²=0,4463

**Tableau III : Décomposition de l'écart du log des salaires selon la
méthode Oaxaca-Blinder**

	COEFFICIENT (ECART- TYPE)
PREDICTION HOMMES	2,815968 (0,0104144)
PREDICTION FEMMES	2,428443 (0,0124476)
ECART	0,3875252 (0,0162296)

PARTIE EXPLIQUEE		
	AGE	0,161285* (0,0095133)
	AGE²	-0,0169543* (0,0090385)
	DUREE	0,0123441 (0,0044558)
	ETUDES PRIM&SEC	0,0130763 (0,0027225)
	ETUDES POSTSEC	0,0219799 (0,0035939)
	PROV QUEBEC	0,0011507* (0,0022514)
	PROV MANITOBA	0,0049041* (0,0032172)
	PROV ALBERTA	-0,001218 (0,0011529)
	PROV COLOMBIE BRIT	0,0001613* (0,000507)
	OCCUP CADRES SUP	0,015718 (0,0044729)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,0143865 (0,0027137)
	OCCUP VENTE	0,0050365 (0,0020993)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	0,0306784 (0,0047699)
	OCCUP SANTE	-0,0001272* (0,0002422)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	-0,0003905* (0,0007654)
	OCCUP AUTRES METIERS	0,0273053 (0,0031077)
	TOTAL	0,1154067 (0,0112658)

PARTIE NON EXPLIQUEE		
	AGE	0,5471244* (0,3339033)
	AGE²	-0,2500857* (0,1788006)
	DUREE	0,0241965* (0,0134652)
	ETUDES PRIM&SEC	-0,0017915* (0,0662684)
	ETUDES POSTSEC	0,0147536* (0,0114315)
	PROV QUEBEC	-0,0059128* (0,0045987)
	PROV MANITOBA	0,0103459 (0,0049107)
	PROV ALBERTA	0,0027377* (0,003534)
	PROV COLOMBIE BRIT	-0,0064765* (0,0054974)
	OCCUP CADRES SUP	-0,0033883* (0,0033706)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,0254146 (0,0050751)
	OCCUP VENTE	0,0069159 (0,0027072)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	-0,0150382 (0,0041172)
	OCCUP SANTE	-0,0021921 (0,0008802)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	-0,0001885* (0,001651)
	OCCUP AUTRES METIERS	0,0037933* (0,0021352)
	CONSTANTE	-0,0272606* (0,1724063)
	TOTAL	0,2721185 (0,0133224)

*= Non significativement différent de 0 (à 95%)

**Tableau IV : Décomposition de l'écart du log des salaires au 10^e centile
inférieur selon la méthode Oaxaca-Blinder**

	COEFFICIENT (ECART- TYPE)
PREDICTION HOMMES	2,261192 (0,014247)
PREDICTION FEMMES	1,957881 (0,0132847)
<u>ECART</u>	<u>0,3033117</u> (0,0194798)

PARTIE EXPLIQUEE		
	AGE	0,0188864* (0,0122746)
	AGE ²	-0,0205363* (0,0121794)
	DUREE	0,0088444 (0,0032953)
	ETUDES PRIM&SEC	0,0029607* (0,0034694)
	ETUDES POSTSEC	0,0116906 (0,0033569)
	PROV QUEBEC	0,0016861* (0,0033043)
	PROV MANITOBA	0,0051034* (0,0034156)
	PROV ALBERTA	0,0034545 (0,0014981)
	PROV COLOMBIE BRIT	0,0001134* (0,0003675)
	OCCUP CADRES SUP	0,0044737 (0,0015075)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,0122626 (0,0031345)
	OCCUP VENTE	0,0019175* (0,0011945)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	0,0100102 (0,0024468)
	OCCUP SANTE	-0,0002099* (0,0005368)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	0,0000275* (0,0002117)
	OCCUP AUTRES METIERS	0,0276262 (0,0037716)
	<u>TOTAL</u>	<u>0,0637857</u> (0,0096961)

PARTIE NON EXPLIQUEE		
	AGE	2,031645 (0,6659302)
	AGE ²	-1,046827 (0,3396907)
	DUREE	0,0206195* (0,0172519)
	ETUDES PRIM&SEC	0,2238457 (0,1091412)
	ETUDES POSTSEC	-0,016989* (0,0154062)
	PROV QUEBEC	-0,0119303* (0,0095359)
	PROV MANITOBA	0,009602* (0,0102057)
	PROV ALBERTA	-0,002404* (0,0031196)
	PROV COLOMBIE BRIT	-0,0063298* (0,0055658)
	OCCUP CADRES SUP	0,002103* (0,001866)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,0035675* (0,0071212)
	OCCUP VENTE	0,002893* (0,0033794)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	0,0037761* (0,0029888)
	OCCUP SANTE	-0,0029074* (0,0018592)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	0,0044482* (0,0023629)
	OCCUP AUTRES METIERS	0,0076217 (0,0035692)
	CONSTANTE	-0,9760729 (0,3598611)
	<u>TOTAL</u>	<u>0,2395261</u> (0,021707)

* = Non significativement différent de 0 (à 95%)

**Tableau V : Décomposition de l'écart du log des salaires au 25^e centile
inférieur selon la méthode Oaxaca-Blinder**

	COEFFICIENT (ECART-TYPE)
PREDICTION HOMMES	2,492029 (0,0147594)
PREDICTION FEMMES	2,132891 (0,0152638)
ECART	0,359138 (0,0212326)

PARTIE EXPLIQUEE		
	AGE	0,0226661* (0,0136754)
	AGE²	-0,0245946* (0,0134218)
	DUREE	0,0144421 (0,0052469)
	ETUDES PRIM&SEC	0,0082164 (0,003626)
	ETUDES POSTSEC	0,0198643 (0,0040278)
	PROV QUEBEC	0,0017282* (0,0033833)
	PROV MANITOBA	0,0071731* (0,004725)
	PROV ALBERTA	-0,0008041* (0,001803)
	PROV COLOMBIE BRIT	0,0002603* (0,0008119)
	OCCUP CADRES SUP	0,0082746 (0,0024671)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,0168035 (0,0036958)
	OCCUP VENTE	0,0029654 (0,0014726)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	0,0183488 (0,003358)
	OCCUP SANTE	-0,0011001* (0,0008939)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	0,0000192* (0,0001981)
	OCCUP AUTRES METIERS	0,0440779 (0,0049499)
	TOTAL	0,1047343 (0,0122047)

PARTIE NON EXPLIQUEE		
	AGE	1,727749 (0,5807397)
	AGE²	-0,8504856 (0,3064493)
	DUREE	-0,002498* (0,019082)
	ETUDES PRIM&SEC	0,1286276* (0,1100177)
	ETUDES POSTSEC	-0,0114446* (0,0162037)
	PROV QUEBEC	-0,0095475* (0,0083391)
	PROV MANITOBA	0,002379* (0,0090271)
	PROV ALBERTA	-0,0049178* (0,0052353)
	PROV COLOMBIE BRIT	-0,0034569* (0,0064165)
	OCCUP CADRES SUP	0,0044803* (0,0023649)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,0132282* (0,007614)
	OCCUP VENTE	0,0027737* (0,0033994)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	0,0015854* (0,0033707)
	OCCUP SANTE	-0,0023894* (0,0012253)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	0,002095* (0,001967)
	OCCUP AUTRES METIERS	0,0104454 (0,0039583)
	CONSTANTE	-0,727764 (0,3109207)
	TOTAL	0,2544037 (0,0213651)

* = Non significativement différent de 0 (à 95%)

**Tableau VI : Décomposition de l'écart du log des salaires au 50^e centile
inférieur selon la méthode Oaxaca-Blinder**

	COEFFICIENT (ECART-TYPE)
PREDICTION HOMMES	2,795451 (0,0126618)
PREDICTION FEMMES	2,373551 (0,0164589)
ECART	0,4218995 (0,0207657)

PARTIE EXPLIQUEE		
	AGE	0,0181481* (0,0108648)
	AGE ²	-0,0205214* (0,0110541)
	DUREE	0,0145597 (0,0052833)
	ETUDES PRIM&SEC	0,0201763 (0,0039459)
	ETUDES POSTSEC	0,0256336 (0,0044099)
	PROV QUEBEC	0,0011459* (0,0022449)
	PROV MANITOBA	0,0049336* (0,0032594)
	PROV ALBERTA	-0,0006617* (0,0016004)
	PROV COLOMBIE BRIT	0,000154* (0,0004897)
	OCCUP CADRES SUP	0,0118997 (0,0034344)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,0218379 (0,0041229)
	OCCUP VENTE	0,0036913 (0,0016482)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	0,0241641 (0,004029)
	OCCUP SANTE	0,0004204* (0,0006128)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	-0,0004006* (0,0007895)
	OCCUP AUTRES METIERS	0,0373783 (0,0048788)
	TOTAL	0,1188833 (0,0123344)

PARTIE NON EXPLIQUEE		
	AGE	0,8167878* (0,4631923)
	AGE ²	-0,4040813* (0,2494066)
	DUREE	0,0221715* (0,0195944)
	ETUDES PRIM&SEC	-0,1614437* (0,0914843)
	ETUDES POSTSEC	0,0197226* (0,0162471)
	PROV QUEBEC	0,0037247* (0,0064885)
	PROV MANITOBA	0,0233912 (0,0072965)
	PROV ALBERTA	0,0035963* (0,0055943)
	PROV COLOMBIE BRIT	0,0081153* (0,0062543)
	OCCUP CADRES SUP	0,0030689* (0,0029368)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,0386516 (0,007735)
	OCCUP VENTE	0,0040328* (0,0033504)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	-0,0112788 (0,0039389)
	OCCUP SANTE	-0,003594 (0,001803)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	0,000145* (0,0017766)
	OCCUP AUTRES METIERS	0,004176* (0,0030618)
	CONSTANTE	0,0131334* (0,2424701)
	TOTAL	0,3030161 (0,0188517)

*= Non significativement différent de 0 (à 95%)

**Tableau VII : Décomposition de l'écart du log des salaires au 50^e centile
supérieur selon la méthode Oaxaca-Blinder**

	COEFFICIENT (ECART-TYPE)
PREDICTION HOMMES	2,805853 (0,0126757)
PREDICTION FEMMES	2,386941 (0,0166387)
ECART	0,4189121 (0,020917)

PARTIE EXPLIQUEE		
	AGE	0,0182749* (0,0109327)
	AGE ²	-0,0203241* (0,0109632)
	DUREE	0,0146661 (0,0053203)
	ETUDES PRIM&SEC	0,0206452 (0,003987)
	ETUDES POSTSEC	0,0259164 (0,0044458)
	PROV QUEBEC	0,0011427* (0,0022388)
	PROV MANITOBA	0,0048298* (0,003193)
	PROV ALBERTA	6,38e-06* (0,0015981)
	PROV COLOMBIE BRIT	0,000112* (0,0003657)
	OCCUP CADRES SUP	0,0120376 (0,0034767)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,0229764 (0,004235)
	OCCUP VENTE	0,0039087 (0,0017223)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	0,0244902 (0,0040817)
	OCCUP SANTE	0,0003695* (0,0005935)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	-0,0004268* (0,0008387)
	OCCUP AUTRES METIERS	0,0382776 (0,0049083)
	TOTAL	0,1209498 (0,0124725)

PARTIE NON EXPLIQUEE		
	AGE	0,565314* (0,4641101)
	AGE ²	-0,2607067* (0,2499554)
	DUREE	0,0168626* (0,0196328)
	ETUDES PRIM&SEC	-0,1359806* (0,0910988)
	ETUDES POSTSEC	0,0168351* (0,0163347)
	PROV QUEBEC	0,0032147* (0,0064558)
	PROV MANITOBA	0,0244069 (0,0073455)
	PROV ALBERTA	0,0038858* (0,00564)
	PROV COLOMBIE BRIT	0,0083422* (0,0062934)
	OCCUP CADRES SUP	0,0023686* (0,0029704)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,03856 (0,0077713)
	OCCUP VENTE	0,003832* (0,0033678)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	-0,011956 (0,0039991)
	OCCUP SANTE	-0,0035119* (0,0018046)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	0,0001349* (0,0017793)
	OCCUP AUTRES METIERS	0,0040297* (0,0030759)
	CONSTANTE	0,0994509* (0,2420629)
	TOTAL	0,2979622 (0,0188609)

*= Non significativement différent de 0 (à 95%)

**Tableau VIII : Décomposition de l'écart du log des salaires au 25^e centile
supérieur selon la méthode Oaxaca-Blinder**

	COEFFICIENT (ECART-TYPE)
PREDICTION HOMMES	3,10079 (0,0142867)
PREDICTION FEMMES	2,68141 (0,0165547)
ECART	0,4193802 (0,021867)

PARTIE EXPLIQUEE		
	AGE	0,0172454* (0,0104208)
	AGE²	-0,0184376* (0,0101553)
	DUREE	0,0140693 (0,0051491)
	ETUDES PRIM&SEC	0,0149858 (0,0032505)
	ETUDES POSTSEC	0,0195593 (0,0039899)
	PROV QUEBEC	0,0010336* (0,0020246)
	PROV MANITOBA	0,0051089* (0,0033561)
	PROV ALBERTA	-0,0000449* (0,0018135)
	PROV COLOMBIE BRIT	0,0002334* (0,0007335)
	OCCUP CADRES SUP	0,0191774 (0,0055022)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,0196529 (0,0043013)
	OCCUP VENTE	0,0078583 (0,0032367)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	0,0414614 (0,006607)
	OCCUP SANTE	0,0003134* (0,0004931)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	-0,0008091* (0,0015711)
	OCCUP AUTRES METIERS	0,0220257 (0,0050422)
	TOTAL	0,1241273 (0,0140371)

PARTIE NON EXPLIQUEE		
	AGE	-0,1133541* (0,4549411)
	AGE²	0,0365084* (0,2444448)
	DUREE	0,0211964* (0,0226484)
	ETUDES PRIM&SEC	-0,066741* (0,082901)
	ETUDES POSTSEC	0,0157682* (0,0179028)
	PROV QUEBEC	-0,0097985* (0,00553)
	PROV MANITOBA	-0,0000107* (0,0058549)
	PROV ALBERTA	0,0060304* (0,0057955)
	PROV COLOMBIE BRIT	-0,0053713* (0,0072126)
	OCCUP CADRES SUP	0,0020926* (0,0042239)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,036881 (0,008629)
	OCCUP VENTE	0,0101485 (0,0042027)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	-0,0108918* (0,0059728)
	OCCUP SANTE	0,0006461* (0,0014541)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	-0,0035597* (0,0023089)
	OCCUP AUTRES METIERS	0,0037973* (0,0024384)
	CONSTANTE	0,4456731* (0,2337919)
	TOTAL	0,2952529 (0,0186139)

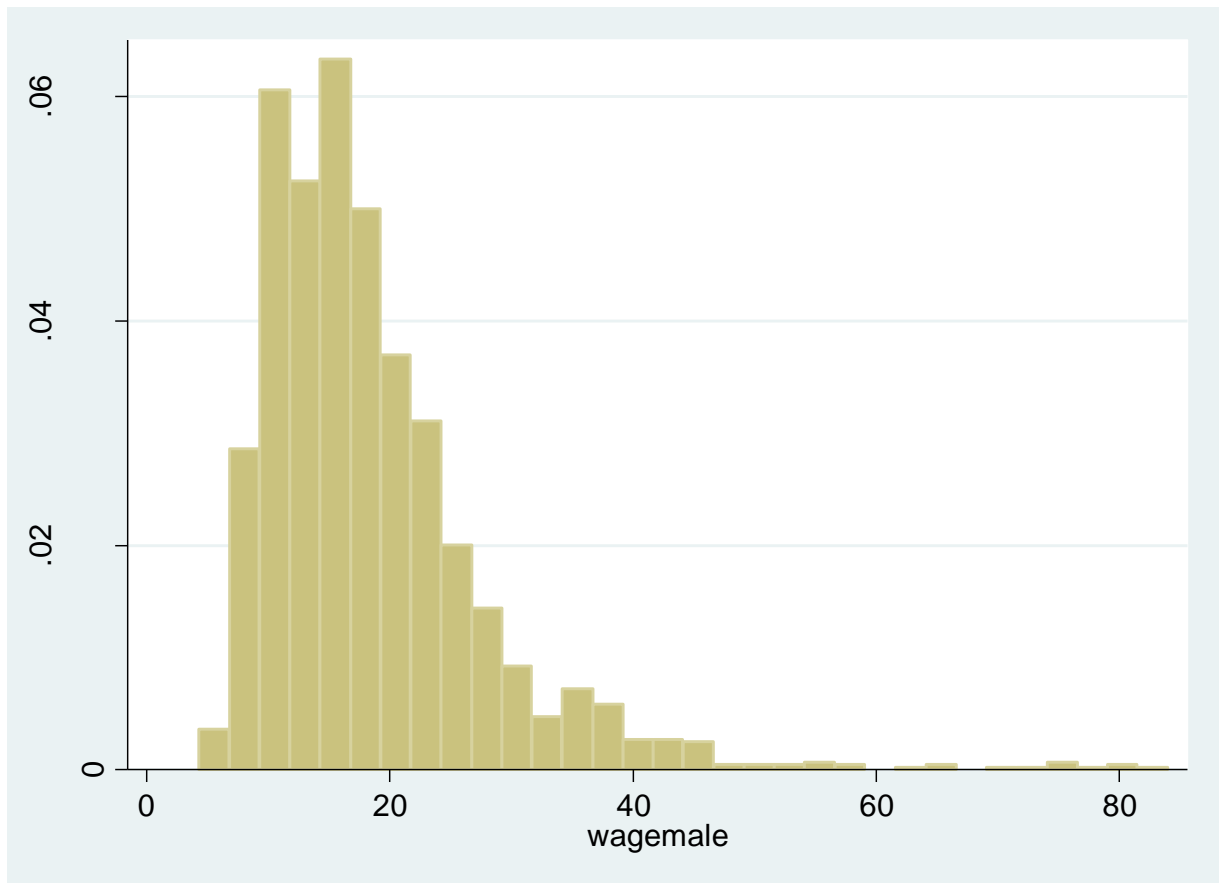
*= Non significativement différent de 0 (à 95%)

**Tableau IX : Décomposition de l'écart du log des salaires au 10^e centile
supérieur selon la méthode Oaxaca-Blinder**

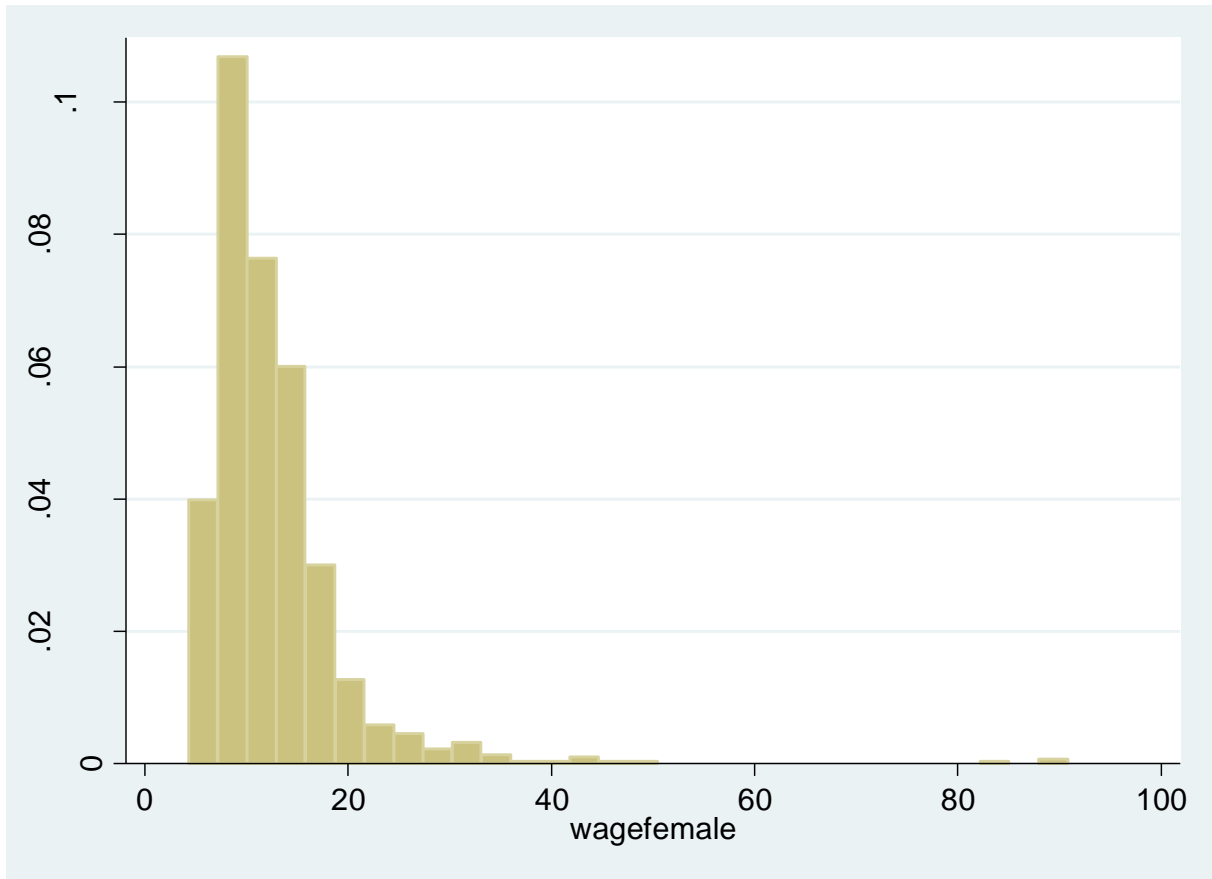
		COEFFICIENT (ECART-TYPE)
	PREDICTION HOMMES	3,377036 (0,0210316)
	PREDICTION FEMMES	2,92278 (0,0240283)
	ECART	0,4542561 (0,0319325)
PARTIE EXPLIQUEE	AGE	0,0099035* (0,0079749)
	AGE ²	-0,007895* (0,0077304)
	DUREE	0,0106228 (0,0042149)
	ETUDES PRIM&SEC	0,0157446 (0,0038618)
	ETUDES POSTSEC	0,027847 (0,0061004)
	PROV QUEBEC	4,89e-06* (0,0002597)
	PROV MANITOBA	0,0027427* (0,0018903)
	PROV ALBERTA	-0,0029456* (0,0025729)
	PROV COLOMBIE BRIT	0,0003719* (0,0011632)
	OCCUP CADRES SUP	0,0344914 (0,0100872)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,0087894* (0,0047694)
	OCCUP VENTE	0,0124931 (0,0052946)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	0,0637516 (0,0108898)
	OCCUP SANTE	0,0005772* (0,0004739)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	-0,0003978* (0,0008251)
	OCCUP AUTRES METIERS	-0,0036944* (0,0044572)
		TOTAL
PARTIE NON EXPLIQUEE	AGE	-1,414263 (0,6271898)
	AGE ²	0,781739 (0,3396913)
	DUREE	0,0776769 (0,0343081)
	ETUDES PRIM&SEC	-0,0227692* (0,1027323)
	ETUDES POSTSEC	0,0533316* (0,0276852)
	PROV QUEBEC	0,0242729 (0,0088903)
	PROV MANITOBA	-0,0067999* (0,0079028)
	PROV ALBERTA	0,007372* (0,0077098)
	PROV COLOMBIE BRIT	-0,0158673* (0,0103122)
	OCCUP CADRES SUP	-0,0147768* (0,009703)
	OCCUP BUREAU, SECRETARIAT	-0,0189251* (0,011316)
	OCCUP VENTE	0,0172461 (0,0072624)
	OCCUP SCIENCES NAT ET APPLIQUEES	-0,0375888 (0,0130537)
	OCCUP SANTE	0,0007401* (0,000677)
	OCCUP ARTS ET CULTURE	-0,0028354* (0,0035797)
	OCCUP AUTRES METIERS	-0,0011065* (0,0020948)
		CONSTANTE
	TOTAL	0,2994277 (0,0275833)

* = Non significativement différent de 0 (à 95%)

Graphique I : Distribution des salaires chez les hommes



Graphique II : Distribution des salaires chez les femmes



Graphique III : Distribution du log des salaires

