

**Les écarts de salaires entre les hommes et les femmes
et la discrimination au Canada
1970-1995**

Par
Julie Dubois
1804006

Mémoire présenté au
Département de science économique
de l'Université d'Ottawa
pour l'obtention du diplôme de Maîtrise
ECO 7997

Directeur du mémoire
Gilles Grenier

Décembre 1999

TABLE DES MATIÈRES

	Page
INTRODUCTION	1
1. CADRE THÉORIQUE	3
1.1 La discrimination	3
1.2 Mesures de la discrimination	5
1.2.1 Décomposition standard des différentiels	5
1.2.1.1 La technique de décomposition	6
1.2.1.2 Aspects de cette technique	9
1.2.2 Variable indicatrice pour les femmes	10
1.3 Les variables de contrôle	11
1.3.1 Les variables standards	12
1.3.2 Les variables profession et industrie	15
2. SURVOL DE LA LITTÉRATURE	17
2.1 Revue des principales études	17
2.1.1 Holmes (1976)	17
2.1.2 Robb (1978)	19
2.1.3 Gunderson (1979)	20
2.1.4 Shapiro et Stelner (1987)	20
2.1.5 Miller (1987)	21
2.1.6 Kidd et Shannon (1994)	22
2.1.7 Grenier et Joseph (1993)	26
2.1.8 Baker, Desaulniers et Grant (1995)	27
2.2 Quelques évidences	27
3. ÉTUDES EMPIRIQUES	29
A. L'ÉVOLUTION DES ÉCARTS SALARIAUX ET DE LA DISCRIMINATION AU CANADA: 1970-1995	29
3.1 Les données	29
3.2 Fonctions de revenus estimées	30
3.2.1 Mesure de la discrimination de Oaxaca	30
3.2.2 Mesure de la discrimination avec une variable indicatrice	31
3.3 Résultats	32
3.3.1 Décomposition des écarts de salaires	32
3.3.2 Contributions des variables aux écarts de salaires	33
3.3.3 Estimation des fonctions de revenus	35
3.3.4 Mesure de la discrimination de 1970 à 1995	37

	Page
B. INTRODUCTION D'UNE AUTRE CARACTÉRISTIQUE FAMILIALE	38
3.4 Les données et les fonctions de revenus estimées	39
3.5 Résultats	41
3.5.1 Décomposition des écarts de salaires	41
3.5.2 Contributions des variables à l'écart de salaire	43
3.5.3 Estimation des fonctions de revenus	44
 CONCLUSION	 47

TABLEAUX

Tableau 1:	Définition des variables et présentation des équations
Tableau 2:	Décomposition des écarts de salaires au Canada, 1990, 1995
Tableau 3:	Mesure de la discrimination au Canada, 1970-1995
Tableau 4:	Décomposition de l'écart de salaire au Canada, 1995 (obtenu avec le deuxième échantillon)
Tableau 5:	Contribution des variables à l'écart de salaire, 1995 (obtenu avec le deuxième échantillon)

ANNEXES

Tableau A1:	Contribution de chaque variable à l'écart de salaire, 1991 (spécification 1)
Tableau A2:	Contribution de chaque variable à l'écart de salaire, 1991 (spécification 2)
Tableau A3:	Contribution de chaque variable à l'écart de salaire, 1996 (spécification 1)
Tableau A4:	Contribution de chaque variable à l'écart de salaire, 1996 (spécification 2)
Tableau B1:	Estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes, 1991
Tableau B2:	Estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes, 1996
Tableau C:	Estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes, 1996 (obtenu avec le deuxième échantillon)

BIBLIOGRAPHIE

INTRODUCTION

Depuis l'entrée permanente des femmes sur le marché du travail au cours des années 50, les différences de revenus et de salaires entre les hommes et les femmes est un sujet qui a suscité beaucoup d'intérêt dans tous les pays industrialisés. Au Canada, malgré l'introduction depuis les années 60 de plusieurs politiques visant à réduire les inégalités et la discrimination sur le marché du travail, un écart important persiste entre le revenu et le salaire des hommes et des femmes. Cette situation a engendré la multiplication des études qui ont estimé et décomposé les écarts de revenus et de salaires entre les hommes et les femmes afin d'identifier les déterminants de ces différentiels. Il est important de connaître la source des disparités salariales pour des considérations de politiques économiques. Si les écarts salariaux sont le résultat de la discrimination sur le marché du travail, cela implique une allocation inefficace des ressources qui peut être corrigée par une intervention sur le marché du travail. À l'opposé, si les écarts de salaires sont expliqués par des différences de productivité, l'intervention sur le marché du travail ne ferait que réduire l'efficacité économique. Dans ce cas, pour réduire les disparités, le développement de politiques qui affectent le comportement et la prise de décision des femmes à l'extérieur du marché du travail serait plus approprié.

Ce mémoire a atteint deux objectifs. Le premier était d'obtenir des estimés comparables dans le temps afin d'étudier l'évolution des écarts salariaux entre les hommes et les femmes et de la discrimination salariale envers les femmes au Canada de 1970 à 1995. Pour ce faire, le modèle de Grenier et Joseph (1993) a été estimé avec les données des recensements de 1991 et 1996 afin d'obtenir des estimés comparables à ceux trouvés par ces auteurs avec les recensements de 1971,

1981 et 1986. Les écarts de salaires trouvés ont été décomposés à l'aide de la méthode de décomposition traditionnelle de Oaxaca (1973). En plus de la mesure de la discrimination obtenue à l'aide de cette décomposition, une deuxième mesure de la discrimination a été utilisée. Il s'agit du coefficient d'une variable indicatrice pour les femmes. Le second objectif était d'améliorer la première mesure de la discrimination obtenue avec le recensement de 1996. Ce dernier recensement contenait pour la première fois une variable qui classait la population, les hommes et les femmes, en deux catégories: ceux qui avaient un ou des enfants à la maison et ceux qui n'en avaient pas. Puis, les individus qui avaient des enfants étaient reclassés selon l'âge des enfants. Cette information, qui n'était disponible que pour les femmes dans les recensements précédents, a été utilisée dans l'estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes de 1996 ce qui a permis d'obtenir une meilleure estimation des coefficients et par conséquent, une mesure plus exacte de la discrimination.

La première partie de ce travail définit le concept de la discrimination et expose deux procédures pour mesurer la discrimination: la décomposition standard des différentiels de Oaxaca et l'estimation d'une fonction de revenu avec une variable indicatrice pour les femmes. Un survol des études empiriques canadiennes qui ont estimé et décomposé les écarts salariaux entre les hommes et les femmes est présenté dans la deuxième partie. La troisième partie présente les résultats empiriques des études réalisées. La section A expose la méthodologie et l'analyse des résultats de l'étude empirique réalisée sur les différentiels de salaire entre les hommes et les femmes au Canada en 1990 et 1995. Les résultats de cette étude permettent de rencontrer le premier objectif de ce mémoire. À la section B le modèle estimé précédemment est modifié par l'introduction d'une caractéristique familiale supplémentaire afin de corriger un biais de spécification possiblement présent et ainsi atteindre le second objectif du travail.

1. CADRE THÉORIQUE

Pour bien interpréter les résultats des études empiriques, il est important de définir les concepts théoriques. Cette première partie clarifie le concept de la discrimination et présente les deux méthodes utilisées dans la dernière partie du travail pour mesurer la discrimination. Une discussion portant sur les variables explicatrices est également présentée étant donné que pour mesurer la discrimination des fonctions de revenus doivent être estimées.

1.1 La discrimination

Les salaires varient d'un individu à l'autre et d'un emploi à l'autre pour diverses raisons. Ils varient, par exemple, avec le niveau d'éducation, l'âge, les caractéristiques de l'emploi, les compensations non salariales, la syndicalisation, etc.. Ces sources des disparités salariales reflètent, dans la plupart des cas, des différences de productivité et sont donc nécessaires pour l'allocation des ressources. Il y a toutefois des écarts de salaire qui n'ont pas de justification économique ou sociale. C'est le cas des différentiels qui sont associés à la race, au sexe, à la religion, ou à d'autres facteurs non reliés à la productivité. Lorsque deux individus de race, de sexe ou de religion différente ne sont pas rémunérés de la même façon pour les mêmes caractéristiques qui déterminent leur niveau de productivité, on dit qu'il y a discrimination sur le marché du travail. On définit la discrimination sur le marché du travail comme « la valeur, sur le marché du travail, des caractéristiques personnelles d'un travailleur qui ne sont pas reliées à la productivité¹ ».

¹ Ehrenberg, Ronald G., Robert S. Smith, *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*, Scott, Foresman and Company, 1982, p.392.

La discrimination peut aussi être présente ailleurs que sur le marché du travail. Par exemple, entre les institutions scolaires, des étudiants avec des habiletés identiques peuvent recevoir une éducation différente. De même, des enfants ayant le même potentiel peuvent être élevés avec des aspirations différentes. Ces forces discriminatoires, qui interviennent en dehors du marché du travail, vont influencer l'acquisition de caractéristiques qui déterminent la productivité et vont, par conséquent, avoir un impact sur le salaire. Par exemple, les femmes peuvent investir moins, par rapport aux hommes, en éducation en réponse à la division des responsabilités familiales. Sachant qu'elles vont assumer la première responsabilité d'élever les enfants et de plusieurs tâches ménagères, les femmes peuvent choisir d'acquérir un niveau d'éducation peu élevé ou de poursuivre une carrière qui permet le travail à temps partiel et les absences prolongées.

De plus, la discrimination sur le marché du travail peut avoir un effet rétroactif sur l'acquisition des caractéristiques et donc sur les salaires et les écarts de salaire. Notamment, les femmes peuvent décider de ne pas acquérir un certain niveau d'éducation en sachant qu'elles n'auront pas l'opportunité d'utiliser cette formation sur le marché du travail. Ou encore, les femmes peuvent avoir un taux de roulement et d'absentéisme plus élevé parce qu'elles sont confinées dans des emplois mal rémunérés. Ainsi, les différences dans les caractéristiques peuvent être le résultat de la réaction des femmes à la discrimination sur le marché du travail.

En fait, les écarts de salaire entre deux groupes qui sont dus à des différences dans la productivité moyenne peuvent aussi être le résultat d'un comportement discriminatoire.

En résumé, une partie du différentiel de salaire entre deux groupes est due aux différences dans les caractéristiques qui affectent la productivité et l'autre partie est due à la discrimination dans le marché du travail. La première partie du différentiel peut être le résultat de choix

économique rationnel ou de discrimination qui a lieu ailleurs que sur le marché du travail. La plupart des études empiriques qui ont mesuré la discrimination ont utilisé une méthode de décomposition traditionnelle des écarts de salaire qui ne mesure que la discrimination sur le marché du travail. La prochaine section présente cette procédure de décomposition ainsi qu'une autre mesure de la discrimination.

1.2 Mesures de la discrimination

Dans les études empiriques présentées à la dernière partie de ce travail, deux mesures de la discrimination ont été utilisées. La première mesure s'obtient à partir de la méthode de décomposition de Oaxaca et la seconde à partir de l'estimation d'une fonction de revenu avec une variable indicatrice pour les femmes.

1.2.1 Décomposition standard des différentiels

La procédure la plus couramment utilisée pour estimer l'importance de la discrimination salariale envers les femmes est la méthode de décomposition standard des différentiels introduite par Oaxaca (1973). Cette procédure consiste d'abord à estimer l'écart brut entre le salaire moyen des hommes et le salaire moyen des femmes et ensuite à décomposer ce différentiel en deux parties: une partie qui est due aux différences dans les caractéristiques entre les hommes et les femmes et une autre partie qui est due à la différence dans la rémunération de ces caractéristiques. Le seconde partie, qui est obtenue de façon résiduelle, est une mesure de la discrimination.

1.2.1.1 La technique de décomposition

En pratique, on estime deux fonctions de revenus, une pour les hommes et une pour les

femmes: (1) Hommes: $\ln w_{mi} = X_{mi}\beta_m + \varepsilon_{mi}$

(2) Femmes: $\ln w_{fi} = X_{fi}\beta_f + \varepsilon_{fi}$

où - w est le salaire

- X est le vecteur des caractéristiques qui détermine le salaire

- β est le vecteur des coefficients

- ε est le terme d'erreur

- i est l'indice qui représente un individu

- m et f sont les indices qui représentent les hommes et les femmes

On calcule ensuite les salaires moyens, sous forme logarithmique, des hommes et des femmes à l'aide des coefficients estimés précédemment et de la moyenne des caractéristiques:

(3) Hommes: $\overline{\ln w_m} = \overline{X_m}\beta_m$

(4) Femmes: $\overline{\ln w_f} = \overline{X_f}\beta_f$

On peut aussi obtenir le logarithme des salaires moyens directement à partir des données.

Puis, on calcule le différentiel brut:

(5) $\overline{\ln w_m} - \overline{\ln w_f} = \overline{X_m}\beta_m - \overline{X_f}\beta_f$

Le différentiel brut peut être décomposé de deux façons selon le type de discrimination considéré: discrimination envers les femmes ou népotisme envers les hommes.

Considérons le premier cas. Si on fait l'hypothèse qu'il n'y a pas de népotisme envers les hommes mais seulement de la discrimination envers les femmes, c'est la structure salariale des hommes (b_m) qui prévaudrait pour les deux genres en l'absence de discrimination. Donc, s'il n'y avait pas de discrimination, le salaire des femmes serait donnée par:

$$(6) \ln w_f^* = \bar{X}_f b_m$$

puisque celles-ci seraient rémunérées selon la structure salariale des hommes (b_m) tout en gardant leur dotation de caractéristiques (\bar{X}_f). La différence entre ce salaire hypothétique et le salaire actuel des femmes reflète la discrimination envers elles:

$$(7) \ln w_f^* - \ln w_f = \bar{X}_f b_m - \bar{X}_f b_f$$

$$\ln w_f^* - \ln w_f = (b_m - b_f) \bar{X}_f$$

Alors que la différence entre le salaire hypothétique des femmes et le salaire actuel des hommes reflète les différences dans les caractéristiques :

$$(8) \ln w_m - \ln w_f^* = \bar{X}_m b_m - \bar{X}_f b_m$$

$$\ln w_m - \ln w_f^* = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) b_m$$

Si on ajoute et retranche $\bar{X}_f b_m$ au différentiel brut (5), on peut écrire:

$$(9) \ln w_m - \ln w_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) b_m + (b_m - b_f) \bar{X}_f$$

Ainsi, l'écart brut entre le salaire moyen des hommes et des femmes peut se décomposer en une partie expliquée par des différences dans les caractéristiques (le premier terme de droite) et en une partie qui reflète la différence dans la rémunération de ces caractéristiques, c'est-à-dire la discrimination (le deuxième terme de droite).

Dans le cas contraire où il n'y a pas de discrimination envers les femmes mais plutôt du népotisme envers les hommes, la structure salariale qui prévaudrait pour les deux genres s'il n'y avait pas de discrimination serait celle des femmes (b_f). Par conséquent, en l'absence de népotisme envers les hommes (discrimination) ceux-ci seraient rémunérés selon la structure salariale des femmes et ils gagneraient le salaire suivant: $\ln w_m^* = \bar{X}_m b_f$. En suivant le même raisonnement que précédemment, on trouve que l'écart de salaire se décompose en une partie qui est expliquée par des différences dans les caractéristiques et une partie qui représente la discrimination:

$$(10) \quad \overline{\ln w_m} - \overline{\ln w_f} = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)b_f + (b_m - b_f)\bar{X}_m$$

En somme, la méthode de décomposition standard des différentiels de Oaxaca (1973) propose deux façons de décomposer le différentiel brut, ce qui mène par conséquent à deux mesures de la discrimination. Ces deux mesures peuvent être très différentes. Par exemple, Oaxaca (1973) a trouvé, en utilisant des données américaines de 1967 sur les blancs, qu'avec l'équation (9) 52.9 pour cent de l'écart entre le salaire des hommes et celui des femmes est due à la discrimination alors qu'avec l'équation (10), 63.9 pour cent de l'écart est attribué à la discrimination. Cela démontre l'importance du choix de la structure de salaire non discriminatoire. Face à ce choix critique, certains auteurs ont utilisé d'autres coefficients que b_m ou b_f comme structure de salaire non discriminatoire. Par exemple, Reimers (1983) a utilisé $b = 0.5 b_m + 0.5 b_f$ comme salaire qui prévaudrait en l'absence de discrimination. Neumark (1988) a exprimé le salaire non discriminatoire comme une moyenne pondérée du salaire des hommes et des femmes qui travaillent avec le nombre d'hommes et de femmes qui travaillent comme

pondération. Cela permet d'avoir « une structure de salaire non discriminatoire qui est sensible à la composition en genre de la population active² ».

Il reste que la majorité des études empiriques ont utilisé le coefficient des hommes comme structure de salaire non discriminatoire et par conséquent l'équation (7) pour décomposer les écarts de salaires. Les études présentées à la dernière partie de ce travail ont également utilisé cette méthodologie.

1.2.1.2 Aspects de cette technique

La mesure de Oaxaca n'est pas un indicateur idéal de la discrimination. Le fait que cette mesure soit obtenue de façon résiduelle après avoir contrôlé pour les caractéristiques qui déterminent la productivité est un inconvénient. En effet, si le vecteur X ne tient pas compte de façon adéquate de tous les facteurs qui déterminent la productivité, les coefficients estimés auront un biais d'omission. Il est donc important que l'information sur les caractéristiques qui déterminent la productivité soit disponible et appropriée. Malheureusement, on sait qu'il y a des facteurs inobservables qu'on ne peut pas inclure dans la fonction de revenu (les habiletés, l'effort, la motivation, les aspirations) et que certaines mesures de la productivité sont imparfaites ou non disponibles (l'expérience, l'ancienneté, le type d'éducation).

Un autre désavantage de cette technique est qu'elle ne mesure pas l'effet rétroactif de la discrimination à l'intérieur du marché du travail sur l'acquisition de capital humain ni la discrimination à l'extérieur du marché du travail qui peut influencer les écarts des caractéristiques moyennes.

² Neumark, David, "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wages Discrimination.", *The Journal of Human Resources*, 1988, vol. 23 (3), p.286.

En fait, la mesure de la discrimination de Oaxaca fait référence à « l'écart de revenu entre les hommes et les femmes qui demeure inexpliqué après avoir contrôlé pour les variables observables qui sont disponibles dans les recensements³ ».

Malgré tout, la méthode de décomposition standard est largement utilisée puisqu'elle a l'avantage de déterminer la contribution de chaque caractéristique à l'écart de salaire. Elle permet donc d'identifier les caractéristiques à travers lesquelles il y a de la discrimination.

1.2.2 Variable indicatrice pour les femmes

La deuxième mesure de la discrimination utilisée dans ce travail est obtenue à partir de l'estimation d'une fonction de revenu avec une variable indicatrice pour les femmes. Pour obtenir cette mesure, il suffit d'inclure, dans une équation de revenu, une variable indicatrice (F_i) qui prend la valeur 1 pour les femmes et la valeur 0 pour les hommes et d'estimer cette équation à partir d'un échantillon contenant des données sur les hommes et les femmes:

$$(11) \ln w_i = \beta_0 + \sum_j \beta_j X_{ij} + \gamma F_i + e_i$$

- où
- w est le salaire
 - β est le vecteur des coefficients
 - X est le vecteur des caractéristiques qui détermine le salaire
 - F est la variable indicatrice
 - e est le terme d'erreur
 - i est l'indice qui représente un individu et j est l'indice qui représente une caractéristique

³ Shapiro, D.M., M. Stelner, "The Persistence of the Male-Female Gap in Canada, 1970-1980: The Impact of Equal Pay Laws and Language Policies.", *Canadian Public Policy*, 1987, vol.13, p. 465.

La variable indicatrice permet d'obtenir deux lignes de régression, une pour chaque sexe, qui diffèrent seulement par leur ordonnée à l'origine (β_0 pour les hommes et $\beta_0 + \gamma$ pour les femmes). Les autres coefficients de la fonction de revenu (β_j) sont les mêmes pour les hommes et les femmes. Puisque le salaire moyen des femmes est moindre que celui des hommes, le paramètre γ représente la réduction de salaire (ou de l'ordonnée) qui est attribuée au fait qu'une personne soit de sexe féminin. Donc, le coefficient de la variable indicatrice (γ) peut être interprété comme une mesure de la discrimination.

Cette méthode a l'avantage d'être simple mais contrairement à la technique de décomposition, elle ne permet pas de connaître la contribution de chaque caractéristique à l'écart de salaire.

La prochaine section discute des variables qui doivent être incluses dans le vecteur des caractéristiques X lorsqu'on estime des fonctions de revenus pour mesurer la discrimination avec l'une ou l'autre des deux méthodes.

1.3 Les variables de contrôle

Pour obtenir une mesure de la discrimination, que ce soit par la méthode de décomposition standard de Oaxaca ou avec une variable indicatrice pour les femmes, une fonction de revenu doit être estimée. Le choix des variables indépendantes à inclure dans la fonction de revenu est déterminant puisque la mesure de la discrimination dépend de ce choix. Si l'on désire mesurer le concept de la discrimination "salaire inégal pour les mêmes caractéristiques ou le même niveau

de productivité", on doit inclure des variables standards qui reflètent le niveau de productivité sans inclure de variables qui contrôlent pour les professions et les industries. Dans le cas contraire où l'on désire mesurer le type de discrimination "salaire inégal pour un travail de même valeur", on doit inclure, en plus des variables standards, des variables qui contrôlent pour la distribution des hommes et des femmes entre les diverses professions et industries.

1.3.1 Les variables standards

Les variables standards mentionnées ici sont celles que l'on retrouve le plus souvent dans la littérature sur les écarts de salaire entre les hommes et les femmes. Ces variables sont incluses dans la fonction de revenu dans le but de contrôler pour toutes les différences dans les caractéristiques qui déterminent le niveau de productivité.

Pour mesurer le niveau de capital humain d'un individu, on peut utiliser le nombre d'années d'éducation ou des variables indicatrices pour des catégories d'éducation, l'ancienneté dans l'emploi courant et l'expérience sur le marché du travail. Puisque plusieurs recensements ne contiennent pas de données sur l'expérience de travail, dans de nombreuses études, l'approximation de Mincer est utilisée. Il s'agit de l'âge moins le nombre d'années d'éducation moins six. Cette approximation est une bonne mesure pour les hommes puisqu'ils ont, en général, une expérience de travail continue une fois qu'ils ont terminé leurs études. Toutefois, il est bien connu que cette approximation surestime l'expérience d'un échantillon de femmes mariées, séparées, divorcées et veuves. En effet, plusieurs de ces femmes ont interrompu leur présence sur le marché du travail à une ou plusieurs reprises en raison de la division des responsabilités familiales et n'ont donc pas eu une expérience de travail continue. Lorsqu'on surestime

l'expérience moyenne des femmes (\bar{X}_f), on tend à sous-estimer le coefficient associé à cette variable (b_f) ce qui a pour effet de surestimer la discrimination: $(b_m - b_f) \bar{X}_f$.

Les caractéristiques familiales (statut matrimonial, nombre d'années de mariage, nombre et âge des enfants) sont des variables qui peuvent refléter des différences de productivité et qui peuvent par conséquent être des déterminants importants des salaires.

D'abord, ces caractéristiques peuvent être utilisées par les employeurs pour prévoir des attributs inobservables des travailleurs, comme la stabilité et la maturité, qui déterminent la productivité. Par exemple, les femmes mariées sont considérées comme des travailleuses ayant un taux d'absentéisme plus élevé que les femmes célibataires ou les hommes. Alors que les hommes mariés sont perçus comme étant des travailleurs plus sérieux et stable que les hommes célibataires. En ce sens, les caractéristiques familiales peuvent avoir une valeur positive ou négative sur le marché du travail et peuvent par conséquent affecter le salaire des travailleurs.

D'autre part, Polachek (1975) a développé un modèle théorique dans lequel les caractéristiques familiales altèrent les décisions d'investissement et l'expérience de travail du ménage de façon différente pour les hommes et les femmes. Le mariage entraîne une division du travail qui fait en sorte que les hommes mariés se spécialisent davantage dans des activités sur le marché du travail que les hommes célibataires et les femmes mariées. La présence des enfants accentue cette spécialisation en augmentant la productivité du ménage dans les activités ménagères de façon plus importante pour les femmes que pour les hommes. Donc, cet impact des caractéristiques familiales sur la division du travail fait en sorte que les femmes mariées auront, par rapport aux hommes et aux femmes célibataires, moins d'expérience sur le marché du travail et par conséquent, elles vont investir moins en capital humain. En somme, les caractéristiques familiales causent, à travers la spécialisation familiale, des différences de productivité dans le

marché du travail et sont donc importantes pour comprendre les écarts salariaux. Polachek a d'ailleurs vérifié empiriquement son modèle théorique. Il a établi que le nombre d'enfants, l'âge des enfants ainsi que le nombre d'années de mariage sont des déterminants importants du revenu des hommes et des femmes.

En plus de contrôler pour les caractéristiques inobservables des travailleurs, les langues parlées et la langue maternelle peuvent refléter les différences dans les opportunités d'emplois. La langue est donc une variable qui peut expliquer le salaire. Pour tenir compte des conditions régionales du marché du travail, on peut inclure des variables indicatrices pour les régions dans la fonction de revenu. Le nombre de semaines travaillées par année et le nombre d'heures travaillées par semaine sont des variables qui affectent le salaire et qui peuvent par conséquent être utilisées comme variables explicatives. Finalement, un indicateur de la présence d'un syndicat capture le pouvoir de négociation et contrôle l'effet de la syndicalisation sur le salaire.

En somme, plus on contrôle pour toutes les sources des écarts de revenus, plus la différence entre b_m et b_f est faible et par conséquent, moins la discrimination est un facteur important dans la détermination des écarts salariaux. Toutefois, lorsqu'on ne contrôle pas pour les professions et les industries, on attribue les différences dans les distributions des hommes et des femmes entre les diverses professions et industries à la discrimination. Cela peut être justifié si l'on croit que les femmes sont distribuées dans des emplois moins bien rémunérés parce qu'il y a des barrières à l'entrée dans les professions et les industries mieux payées.

1.3.2 Les variables profession et industrie

Dans le cas où l'on croit que les différences dans les distributions des hommes et des femmes entre les diverses professions et industries ne sont pas le résultat de la discrimination mais plutôt de choix rationnels, il est approprié d'inclure, en plus des variables standards, des variables qui contrôlent pour la distribution des hommes et des femmes entre les diverses professions et industries. La mesure de la discrimination obtenue en incluant les variables profession et industrie dans le vecteur de caractéristiques sera moindre que dans le cas où seulement des variables standards sont incluses. Il en est ainsi puisque les différences de distribution sont considérées comme des différences de caractéristiques et non comme de la discrimination.

En réalité, les différences dans les distributions des hommes et des femmes entre les diverses professions et industries sont en partie expliquées par des différences dans le vecteur des caractéristiques et en partie par la discrimination. Toutefois, la méthode de décomposition de Oaxaca ne permet pas de séparer ces deux composantes. Elle considère que les différences de distributions entre les professions et les industries sont déterminées de façon exogène comme les différences dans les autres caractéristiques. Donc, la totalité des différences de distribution est associée à la composante expliquée de l'écart salarial.

Notons un autre problème associé au fait d'inclure des variables indicatrices pour les professions et les industries dans des fonctions de revenu qui sont décomposées par la technique de Oaxaca. Puisque les variables indicatrices affectent les coefficients de la fonction de revenu à travers la constante seulement, les coefficients de toutes les caractéristiques qui composent le vecteur X seront les mêmes pour toutes les professions et les industries. En fait, les coefficients

des caractéristiques devraient varier entre les professions et les industries. Cette hypothèse ainsi que le traitement exogène des variables profession et industrie sont « deux simplifications qui ont des chances d'être rejetées sur le plan statistique dans la plupart des applications⁴».

La méthode de décomposition des écarts de salaire proposée par Brown, Moon et Zoloth (1980) est une technique qui offre une réponse à ces problèmes liés à l'utilisation des variables profession et industrie. Contrairement à la méthode traditionnelle de Oaxaca, celle de Brown et al. traite les variables profession et industrie de façon endogène et permet aux coefficients de la fonction de revenu de varier entre les diverses professions et industries. Néanmoins, la méthode de Oaxaca n'est pas sans intérêt puisqu'elle est largement utilisée. La deuxième partie de ce travail fait justement un survol des études empiriques les plus citées et presque toutes ces études ont décomposé les écarts de revenu ou de salaire à l'aide de la méthode de Oaxaca.

⁴ Kidd, Michael P, Michael Shannon "Does the Level of Occupational Aggregation Affect Estimates of the Gender Wage Gap?", *Industrial & Labor Relations Review*, 1996, vol. 49 (2), p320.

2. SURVOL DE LA LITTÉRATURE

Les écarts de revenus entre les hommes et les femmes au Canada ont été examinés dans de nombreuses études. Holmes (1967) a examiné les disparités salariales dans les années 60, Robb (1978) et Gunderson (1979) se sont penchés sur les années 70 alors que Shapiro et Stelner (1987), Miller (1987) et Kidd et Shannon (1994) ont étudié le cas des années 80. L'évolution de la répartition des différentiels de gains entre les hommes et les femmes au cours de la période 1970-1990 a fait, entre autre, l'objet des études de Grenier et Joseph (1993) et Baker et al. (1995). Ces études, sauf celles de Gunderson (1979) et Shapiro et Stelner (1987), diffèrent entre elles dans la spécification des modèles estimés et les recensements utilisés, ce qui rend la comparaison des résultats difficile. En revanche, toutes ces études, à l'exception de celles de Holmes (1967) et Kidd et Shannon (1994), ont utilisé la même technique pour mesurer la discrimination, qui est la décomposition standard des différentiels de Oaxaca. La première section résume la méthodologie et les principaux résultats de ces études canadiennes, alors que la seconde section expose les évidences qui émerge de ces études.

2.1 Revue des principales études

2.1.1 Holmes (1976)

Holmes (1976) a utilisé des données du *Survey of Consumer Finances* de 1967 pour estimer les écarts de revenus, dans 7 catégories d'éducation (aucune éducation, études élémentaires, niveau élémentaire complété, études secondaires, diplôme secondaire, études universitaires, diplôme universitaire), entre les hommes et les femmes au Canada⁵.

⁵ L'auteur a utilisé les données sur tous les travailleurs à temps plein et à temps partiel.

La variable dépendante utilisée dans les 14 régressions (deux fonctions de revenus, une pour chaque genre, ont été estimées pour chaque catégories d'éducation) est non pas le logarithme du revenu comme dans la plupart des autres études mais simplement le revenu. Les variables indépendantes choisies par l'auteur sont l'âge, les semaines travaillées, la province, la région, le statut d'immigrant, le type de travailleur, le statut matrimonial, la profession et la nature du travail (temps plein, temps partiel). À partir des régressions estimées, Holmes obtient le profil moyen du revenu dans le temps pour chaque groupe d'éducation et de sexe. Il estime ensuite le revenu potentiel sur l'horizon d'une vie de chacun de ces groupes. Holmes s'intéresse ainsi non pas à l'écart entre le revenu actuel des hommes et des femmes mais plutôt à l'écart dans les revenus potentiels d'une vie.

L'étude de Holmes révèle que l'écart, en pourcentage, entre le revenu potentiel des femmes et des hommes varie directement avec le niveau d'éducation. Les femmes qui n'ont pas de diplôme secondaire gagnent de 35 à 40 pour cent le revenu des hommes alors que celles qui ont un diplôme secondaire ou un niveau d'éducation plus élevé gagnent de 40 à 45 pour cent le revenu des hommes. La part des écarts de revenus qui est expliquée par les variables indépendantes est d'environ un quart. Donc, 75% du différentiel total demeure inexpliqué et est attribué à la discrimination.

2.1.2 Robb (1978)

Robb (1978) a analysé les écarts de salaires entre les hommes et les femmes en Ontario à l'aide du recensement de 1971 qui fait référence à l'année 1970⁶. L'auteur a effectué deux comparaisons: tous les hommes versus toutes les femmes et tous les hommes versus les femmes célibataires de 30 ans et plus. Cette dernière comparaison permet d'examiner deux groupes qui ont une présence similaire sur le marché du travail, c'est-à-dire qui ont les mêmes aspirations dans leur carrière et une expérience de travail sans interruption. Holmes évite ainsi le problème de surestimation de l'expérience des femmes puisque l'âge ou une combinaison linéaire de l'âge et de l'éducation (âge-années d'éducation-6) sont de bonnes approximations de l'expérience des femmes célibataires de 30 ans et plus.

La variable dépendante que Robb a utilisé dans ses régressions est le logarithme du revenu et les variables dépendantes sont l'âge, l'éducation, une variable d'interaction entre l'âge et l'éducation, les heures travaillées, les semaines travaillées, la formation, le statut matrimonial et une variable d'interaction entre l'âge et le statut matrimonial. L'auteur a également estimé les écarts de revenus en contrôlant pour la profession et l'industrie.

Dans les régressions qui contrôlent pour la profession et l'industrie, l'écart de revenu est de 0.53 lorsque tous les hommes sont comparés à toutes les femmes et le pourcentage de cet écart de revenu qui reste inexplicé est de 59%. Alors que lorsque les hommes sont comparés aux femmes célibataires de 30 ans et plus, l'écart est de 0.24 et seulement 15% de cet écart reste inexplicé. Ces deux comparaisons démontrent bien l'importance du rôle de l'expérience de travail continue dans l'écart de revenu entre les hommes et les femmes. Toutefois, même si le pourcentage de l'écart de revenu qui est attribué à la discrimination est moindre pour les femmes

⁶ L'échantillon utilisé a été restreint aux individus qui sont âgés entre 18 et 65 ans, qui sont nés au Canada, qui travaillent à temps plein et qui ne sont pas travailleurs autonomes.

célibataires, il reste qu'elles sont moins rémunérées pour l'expérience et l'éducation et qu'elles sont concentrées dans des professions et des industries moins payantes.

2.1.3 Gunderson (1979)

Gunderson (1979) a utilisé le même recensement que celui de Robb (1978) pour examiner les écarts de revenus entre les hommes et les femmes au Canada en 1970. Toutefois, ces deux études ne sont pas comparables puisque les fonctions de revenus estimées par les deux auteurs diffèrent dans le choix des variables indépendantes et les échantillons utilisés pour l'estimation sont également différents⁷.

La variable dépendante utilisée par Gunderson est le logarithme du revenu et les variables indépendantes sont l'éducation, l'expérience, une variable d'interaction entre l'éducation et l'expérience, la formation, le statut matrimonial, la langue, le lieu de résidence, la province, les heures travaillées, la profession et l'industrie.

Gunderson a trouvé que l'écart entre le revenu des hommes et des femmes, en 1970, était de 0.51. Le pourcentage de cet écart de revenu attribué aux différences dans les caractéristiques est de 37%. Ainsi, le pourcentage de l'écart attribué à la discrimination est de 63 %. Notons que les estimés de Gunderson sont presque identiques à ceux obtenus par Robb (1978).

⁷ Les observations sur les travailleurs autonomes, les travailleurs à temps partiel, les militaires et les individus dont la profession ou l'industrie est la religion, le secteur primaire, la construction et le groupe 'autre' ont été exclues de l'échantillon utilisé par Gunderson.

2.1.4 Shapiro et Stelner (1987)

Shapiro et Stelner (1987) ont utilisé le modèle de Gunderson et l'ont estimé avec les données du recensement canadien de 1981 afin de pouvoir comparer directement leurs résultats à ceux obtenus par Gunderson avec le recensement de 1971. Les auteurs ont trouvé un écart entre le logarithme du revenu des hommes et des femmes de 0.42. Les variables indépendantes réussissent à expliquer 34.5% de cet écart et le reste de l'écart, 65.5%, est attribué à la discrimination.

En utilisant les résultats de Gunderson, les auteurs observent une diminution de l'écart entre le revenu des hommes et des femmes de 0.089 entre 1970 et 1980. L'augmentation du revenu relatif des femmes est due autant à la baisse de la discrimination qu'à l'amélioration des caractéristiques des femmes. Malgré l'amélioration de la position relative des femmes, le pourcentage de l'écart dû à la discrimination est passé de 63 à 65.5%.

2.1.5 Miller (1987)

Tout comme Shapiro et Stelner (1987), Miller (1987) a utilisé les données du recensement de 1981 pour étudier les disparités salariales entre les hommes et les femmes au Canada en 1980⁸. Ce distingue l'étude de Miller des études précédentes, c'est l'utilisation de caractéristiques familiales (le nombre et l'âge des enfants) comme variables explicatrices dans l'estimation de la fonction de revenu.

Le logarithme naturel du salaire horaire est la variable dépendante dans les fonctions de revenu estimées. Miller considère les variables dépendantes suivantes: le nombre d'années d'éducation, la détention d'un degré universitaire, la détention d'un certificat non-universitaire,

⁸ L'échantillon utilisé par l'auteur contient seulement des données sur les civils qui sont citoyens canadiens de naissance, qui sont âgés entre 25 et 64 ans et qui ont déclaré un salaire positif.

l'expérience, le statut matrimonial, la province, la taille de la région habitée, la langue, l'origine ethnique, le nombre d'années de mariage, le nombre et l'âge des enfants, la profession et l'industrie.

L'écart salarial estimé est de 0.351. Lorsque les caractéristiques familiales sont omises, la discrimination représente 77% de l'écart, alors que lorsque toutes les variables dépendantes sont incluses dans les fonctions de revenu, 45% de l'écart est attribué à la discrimination. Ces résultats démontrent que les caractéristiques familiales jouent un rôle important pour expliquer les écarts salariaux puisque lorsqu'elles sont incluses dans la fonction de revenu, une plus petite part de l'écart de salaires reste inexplicée.

2.1.6 Kidd et Shannon (1994)

Kidd et Shannon (1994) ont utilisé les résultats de l'Enquête sur l'activité (LMAS) de 1989 pour étudier les différentiels de salaires entre les hommes et les femmes au Canada⁹. Plutôt que d'utiliser la méthode de décomposition traditionnelle de Oaxaca, les auteurs ont opté pour l'approche suggérée par Brown, Moon et Zoloth (1980) qui offre un meilleur traitement de la variable profession. De plus, les auteurs ont évalué le niveau d'expérience des femmes sur le marché du travail à l'aide de la méthode développée par Zabalza et Arrufat (1985). Cette mesure est plus précise que l'approximation de Mincer qui surestime l'expérience des femmes.

Pour bien comprendre la différence entre la technique de décomposition de Oaxaca (1973) et celle de Brown et al. (1980), étudions l'équation suivante qui a été proposée par Treiman et Hartman (1981):

$$(12) \quad \overline{w^m} - \overline{w^f} = \sum_{j=1}^n (P_j^m - P_j^f) \overline{w_j^m} + \sum_{j=1}^n P_j^f (\overline{w_j^m} - \overline{w_j^f})$$

où - $\overline{w^m}$ et $\overline{w^f}$ sont les salaires moyens, sous forme logarithmique, des hommes et des femmes

- P_j^m et P_j^f sont les proportions d'hommes et de femmes dans la profession j

- $\overline{w_j^m}$ et $\overline{w_j^f}$ sont les salaires moyens, sous forme logarithmique, des hommes et des femmes dans la profession j

Cette équation décompose l'écart entre le logarithme du salaire moyen des hommes et des femmes dans chaque profession en deux parties: la première est la part de l'écart de salaires qui est due aux différences dans la distribution des hommes et des femmes entre les professions (effet inter-profession) et la seconde est la part de l'écart qui est due à la différence entre le salaire des hommes et celui des femmes dans une même profession (effet intra-profession). L'approche de Oaxaca (1973) ne permet pas de connaître les raisons (discrimination ou différence de productivité) pour lesquelles la proportion d'hommes et de femmes varie dans une profession donnée. Par contre, l'approche de Brown et al. (1980) qui décompose les deux parties de l'équation (12) en une composante expliquée par des différences de productivité et en une composante résiduelle, permet de faire face à ce problème.

La décomposition de l'équation (12) nécessite d'abord l'estimation de deux fonctions de revenus:

$$(13) \quad w_{ij}^m = X_{ij}^m \beta_j^m + \varepsilon_{ij}^m$$

$$w_{ij}^f = X_{ij}^f \beta_j^f + \varepsilon_{ij}^f$$

⁹ Les auteurs ont utilisé un échantillon d'individus âgés entre 16 et 64 ans qui ont un emploi à temps plein et les

- où - w^m et w^f sont les salaires des hommes et des femmes
- X^m et X^f sont les vecteurs de caractéristiques des hommes et des femmes
- β^m et β^f sont les vecteurs de coefficients des hommes et des femmes
- ε est le terme d'erreur
- i est l'indice qui représente un individu
- j est l'indice qui représente une caractéristique

La variable dépendante choisie par Kidd et Shannon est le logarithme du salaire (w^m et w^f) et les variables indépendantes (X^m et X^f) sont les suivantes: le nombre d'années d'expérience de travail, le nombre de semaines d'ancienneté, le niveau d'éducation atteint, le nombre et l'âge des enfants, le statut matrimonial, une variable indicatrice de la présence d'un syndicat, la langue, l'origine ethnique et la région.

En utilisant les coefficients obtenus de l'estimation des équations (13), l'équation (12) est décomposée comme suit:

$$(14) \quad \overline{w}_m - \overline{w}_f = \sum_{j=1}^n P_j^f (\overline{X}_j^m - \overline{X}_j^f) b_j^m + \sum_{j=1}^n \overline{X}_j^m b_j^m (P_j^m - P_j^f)$$

la partie expliquée

$$+ \sum_{j=1}^n P_j^f \overline{X}_j^f (b_j^m - b_j^f) + \sum_{j=1}^n \overline{X}_j^m b_j^m (P_j^m - P_j^f)$$

la partie inexpliquée

- où - \overline{X}_j est la moyenne des caractéristiques dans la profession j
- b_j sont les coefficients estimés dans les équations (13)

étudiants et les individus ayant un handicap ont été exclus de cet échantillon.

- P_j^f est la proportion de femmes qu'il y aurait dans la profession j s'il n'y avait pas de discrimination. Si c'était le cas, les femmes auraient, pour un même niveau de productivité, une distribution identique à celle des hommes.

Cette proportion (P_j^f) est déterminé à l'aide du modèle logit suivant:

$$(15) \quad P_{ij}^m = \frac{\exp(Z_i^m \gamma_j^m)}{\sum_{j=1}^n \exp(Z_i^m \gamma_j^m)}$$

- où
- Z^m est le vecteur de caractéristiques
 - P_{ij}^m est la probabilité qu'un homme i soit dans la profession j

Les variables que Kidd et Shannon ont incluses dans le vecteur Z , c'est-à-dire les caractéristiques personnelles qui peuvent influencer la probabilité d'être dans une profession donnée, sont les mêmes que celles incluses dans les équations (13).

La différence entre le logarithme du salaire des hommes et des femmes observée par les auteurs est de 0.295. Premièrement, comme nous venons de le voir, cet écart est décomposé en un effet inter-profession et un effet intra-profession (équation 12). Cette décomposition révèle que presque la totalité de l'écart s'explique par le second effet. Donc, le gros de l'écart de salaire entre les hommes et les femmes est dû au fait que, dans une profession donnée, les hommes sont mieux rémunérés que les femmes et non pas au fait que les hommes sont distribués dans des professions plus payantes. Deuxièmement, les effets inter et intra profession sont tous deux décomposés en une partie expliquée et une partie inexpliquée par des différences dans les caractéristiques (équation 14). Les auteurs trouvent que 60.8% de l'écart total de 0.295 est

expliqué par des différences de productivité (différence dans les caractéristiques). Donc, 39.2% de l'écart demeure inexpliqué et peut donc être attribué à la discrimination.

2.1.7 Grenier et Joseph (1993)

Grenier et Joseph (1993) ont étudié les écarts de salaires entre les hommes et les femmes au Canada de 1970 à 1985. Pour ce faire, ils ont utilisé la technique de décomposition de Oaxaca (1973) et les données des recensements de 1971, 1981 et 1986¹⁰.

Dans le modèle économétrique, la variable dépendante est le logarithme du salaire et les variables indépendantes sont les suivantes: le nombre d'années d'éducation, un indicateur d'un degré universitaire, un indicateur d'un certificat de métier ou non universitaire, l'expérience, l'expérience au carré, le statut matrimonial, la langue, la région, les semaines et les heures travaillées. Les auteurs ont aussi estimé les fonctions de revenu en contrôlant pour les professions et les industries.

L' écart de salaire, obtenu avec l'échantillon incluant tous les travailleurs, est passé de 0.82 en 1970 à 0.70 en 1980 à 0.64 en 1985. Lorsque le modèle est estimé avec les variables profession et industrie, le pourcentage de l'écart attribué à la discrimination est de 51.1% en 1970, 55.9% en 1980 et 57.1% en 1985. En fait, la discrimination, en terme absolu, a diminué au cours de la période mais puisque cette baisse a été moindre que celle de l'écart salarial total, le pourcentage de discrimination s'est accru. Les auteurs en concluent que la réduction de l'écart entre le salaire des hommes et des femmes entre 1970 et 1985 est due à l'amélioration des caractéristiques des femmes.

¹⁰ L'analyse porte sur les citoyens canadiens de naissance âgés entre 15 et 64 ans qui ont déclaré un salaire positif. Les données sur les habitants des Territoires du Nord-Ouest et du Yukon ainsi que sur les individus qui ne parlent

2.1.8 Baker, Desaulniers et Grant (1995)

Baker, Desaulniers et Grant (1995) ont examiné les différentiels de gains entre les hommes et les femmes au Canada entre 1970 et 1990. Les recensements canadiens de 1971, 1981 et 1986 ainsi que le *Survey of Consumer Finances* de 1986 et 1991 ont été utilisés¹¹.

Le logarithme du revenu est la variable dépendante dans les fonctions de revenus estimées et les variables de contrôle utilisées sont l'éducation, l'expérience, le statut matrimonial, la région et un indicateur de la présence des enfants.

L'analyse des auteurs révèle que la réduction de l'écart entre le logarithme du revenu moyen des hommes et des femmes au cours de la période fut modeste. Le différentiel est passé de 0.51 en 1970 à 0.44 en 1980 à 0.42 en 1985 et à 0.41 en 1990. Au cours de cette période, les auteurs concluent que la discrimination a compté pour environ 30% de l'écart de revenu.

2.2 Quelques évidences

Malgré les différences dans la spécification des modèles estimés et dans les données utilisées, les études sur les écarts de salaire entre les hommes et les femmes aboutissent généralement aux mêmes conclusions. Voyons quelques unes de ces généralités.

Les caractéristiques à travers lesquelles la discrimination apparaît sont le statut matrimonial, l'éducation et l'expérience. Comme on l'a vu à la section 1.3, le statut matrimonial peut être considéré par les employeurs comme un indicateur de la stabilité et de l'attachement au travail. Le fait d'être marié a un effet négatif sur le revenu des femmes puisque les employeurs anticipent

aucune langue officielle ont été exclues de l'échantillon sélectionné. Les fonctions de revenus ont été estimées avec deux échantillons: un qui contient tous les travailleurs et l'autre qui contient seulement les travailleurs à temps plein.

¹¹ Les échantillons retenus contiennent des données sur des individus âgés entre 16 et 64 ans qui travaillent à temps plein et qui ne sont pas travailleurs autonomes ou employés dans le secteur agricole.

un taux d'absentéisme et de roulement plus élevés chez les femmes mariés. La situation est inversée pour les hommes: le marché du travail rémunère davantage les hommes mariés que les hommes célibataires. De plus, les hommes sont mieux rémunérés que les femmes pour un même niveau d'éducation et d'expérience. Notons que le rendement moindre de l'éducation et de l'expérience des femmes peut être justifié et non pas le résultat d'un comportement discriminatoire si l'éducation des femmes n'est pas orientée vers le marché du travail et que leur expérience est discontinuée.

Une part de l'écart de revenu est due au fait que les hommes sont mieux dotés en caractéristiques qui déterminent la productivité. C'est le cas de l'expérience et de la distribution industrielle et professionnelle. Les hommes ont en moyenne plus d'expérience que les femmes sur le marché du travail, et ils sont concentrés dans des industries et des professions mieux rémunérées. Toutefois, cette distribution peut être le résultat de barrière à l'entrée ou de discrimination.

La dernière partie de ce travail présente les résultats de l'estimation et de la décomposition des écarts de salaires entre les hommes et les femmes au Canada en 1990 et 1995. L'analyse des données les plus récentes des recensements canadiens permettra de voir si les évidences qui émergent des études précédentes tiennent toujours.

3 ÉTUDES EMPIRIQUES

A. L'ÉVOLUTION DES ÉCARTS SALARIAUX ET DE LA DISCRIMINATION AU CANADA: 1970-1995

L'étude qui suit estime et décompose les écarts de salaires entre les hommes et les femmes au Canada en 1990 et 1996. Le modèle estimé est le même que celui utilisé par Grenier et Joseph (1993)¹². Il en est de même pour le type d'individus sélectionnés dans chaque échantillon. La première section décrit les données utilisées, les fonctions de revenus estimées sont spécifiées dans la deuxième section et la dernière section présente l'analyse des résultats.

3.1 Les données

Les données utilisées dans cette étude proviennent des recensements canadiens de 1991 et 1996 sur les individus, et ces données font référence aux années 1990 et 1995. L'échantillon de 1991 contient 16,471 observations sur les hommes et 14,738 observations sur les femmes, alors que celui de 1996 contient 14,882 observations sur les hommes et 13,724 observations sur les femmes. Seulement les données portant sur des individus qui sont âgés de 15 à 64 ans, qui ont déclaré un salaire positif, qui ne sont pas travailleurs autonomes et qui sont citoyens canadiens de naissance ont été utilisées. L'exclusion des canadiens nés à l'étranger permet d'étudier les différentiels de salaire entre les hommes et les femmes sans avoir à tenir compte de l'influence de la discrimination liée à l'origine ethnique. Finalement, les habitants des Territoires du Nord-

¹² La seule variable qui n'est pas définie de façon identique est la profession. Toutefois, avec le recensement de 1991, deux régressions ont été effectuées, l'une avec la classification utilisée par Grenier et Joseph (1993) et l'autre avec la classification définie dans cette étude et les résultats obtenus sont similaires. La part de l'écart de 0.5288 attribuée à la discrimination est de 0.3433 avec la classification de Grenier et Joseph (1993) et de 0.3281 avec la classification utilisée dans cette étude.

Ouest et du Yukon ainsi que les individus qui ne parlent aucune langue officielle ont été exclus de l'échantillon.

La prochaine section définit les fonctions de revenus qui ont été estimées avec ces données.

3.2 Fonctions de revenus estimées

Au total, 12 régressions ont été réalisées. Pour chaque recensement et chaque genre, deux spécifications d'une fonction de revenu ont été estimées. Les résultats de ces 8 régressions nous permettent d'obtenir une mesure de la discrimination avec la technique de Oaxaca. Puis, pour les deux mêmes spécifications et pour les deux recensements, une fonction de revenu avec une variable indicatrice pour les femmes a été estimée. Ces 4 dernières régressions nous donnent une autre mesure de la discrimination.

3.2.1 Mesure de la discrimination de Oaxaca

Pour obtenir une mesure de la discrimination à partir de la méthode de décomposition standard de Oaxaca, une fonction de revenu de capital humain doit être estimée pour chaque genre. Il s'agit d'une régression avec le logarithme du salaire comme variable dépendante et diverses variables indépendantes qui contrôlent pour les caractéristiques individuelles (voir équations 1 et 2). Deux différentes spécifications de cette fonction de revenu ont été estimées.

La première spécification inclut, comme variables indépendantes, seulement des variables standards. Il s'agit du nombre d'année d'éducation, une variable indicatrice qui indique la détention d'un degré universitaire, une autre variable indicatrice qui indique la détention d'un certificat de métier ou non universitaire, une estimation de l'expérience (sous forme linéaire et

quadratique), le statut matrimonial, la langue, la région, les semaines travaillées par année et les heures travaillées par semaine. La mesure de Mincer (âge-nombre d'années d'éducation-6) est utilisée pour estimer l'expérience de travail. Il est donc possible que le coefficient associé à l'expérience soit sous-estimé dans le cas des femmes et que la part de l'écart de salaire attribué à la discrimination soit surestimée.

La seconde spécification ajoute deux variables explicatrices à l'équation de base: la profession et l'industrie. L'ajout de ces deux variables permet de tenir compte des différences de distribution des deux genres entre les professions et les industries et donc de voir si les femmes sont concentrées dans des professions ou des industries à faible rémunération. Toutefois, comme on l'a vu, la technique de Oaxaca traite les différences dans les distributions comme des différences dans les caractéristiques ce qui ne permet pas d'identifier les causes (barrière à l'entrée ou différences dans les caractéristiques) de ces différences de distribution. Donc, lorsqu'on contrôle pour la profession et l'industrie, on peut sous-estimer la discrimination étant donné que la sous représentation des femmes dans certains secteurs peut être le résultat de la discrimination.

3.2.2 Mesure de la discrimination avec une variable indicatrice pour les femmes

Afin d'obtenir une autre mesure de la discrimination, pour chaque recensement, deux autres fonctions de revenus ont été estimées. Une variable indicatrice qui prend la valeur 1 pour les femmes et la valeur 0 pour les hommes a été introduite dans les deux spécifications décrites précédemment et ces équations ont ensuite été estimées avec les échantillons des hommes et des femmes combinés. Le coefficient de la variable indicatrice nous donne une autre mesure de la discrimination (voir équation 11).

Le **tableau 1** présente les équations estimées et définit les variables utilisées dans ces régressions. La prochaine section présente l'analyse des résultats de ces régressions.

3.3 Résultats

L'écart entre le logarithme du salaire moyen des hommes et des femmes est estimé à 0.529 en 1990 et à 0.456 en 1995. Analysons d'abord la décomposition de ces écarts.

3.3.1 Décomposition des écarts de salaires

Les écarts de salaires brut trouvés ont été décomposés par la méthode de Oaxaca, et les résultats de cette décomposition sont présentés dans le **tableau 2**.

Lorsque la première spécification de la fonction de revenu est estimée (sans les variables profession et industrie), les variables explicatrices réussissent à expliquer seulement 0.099 (18%) de l'écart salariale en 1990 et 0.105 (23%) en 1995. La part du différentiel attribuée à la discrimination est donc de 0.429 (82%) en 1990 et 0.351 (77%) en 1995. Il s'agit du concept de la discrimination "salaire inégal pour les mêmes caractéristiques ou le même niveau de productivité". L'ajout des variables profession et industrie augmente de façon importante la part de l'écart qui est expliquée par les différences dans les caractéristiques. Ce qui demeure inexpliqué, 0.328 (62%) de l'écart en 1990 et de 0.249 (45.4%) en 1995, est une mesure du concept de la discrimination "salaire inégal pour travail de même valeur".

Puisque la baisse de la composante "inexpliquée" de l'écart de revenu est plus importante que la hausse de la composante "expliquée" par les différences dans les caractéristiques, on

conclut que l'amélioration des gains relatifs des femmes de 1990 à 1995 est principalement due à la réduction de la discrimination envers elles.

Regardons maintenant un peu plus en détail la contribution de chaque variable aux écarts de salaire pour identifier les sources de ces différentiels.

3.3.2 Contributions des variables aux écarts de salaires

Les **tableaux A** à l'annexe présentent la contribution de chaque variable à l'écart de salaire total. Un signe positif indique une contribution positive au différentiel, c'est-à-dire un avantage pour les hommes alors qu'un signe négatif indique un avantage pour les femmes.

Les principales variables qui contribuent à accroître l'écart de salaire (les variables qui ont un signe positif dans la troisième colonne) en 1990 et en 1995 sont l'expérience, les heures et les semaines travaillées et la profession. L'expérience est la variable dont la contribution positive à l'écart de salaire est la plus importante. Cette variable explique, en 1990, 0.2 de l'écart dans les deux spécifications alors qu'en 1995, elle explique 0.17 dans la première spécification et 0.18 dans la deuxième spécification. Les semaines travaillées et les heures travaillées par semaine sont des variables qui favorisent les hommes puisque le fait de ne pas travailler à temps plein (40 à 44 heures) et toute l'année (49 à 52 semaines) contribue à augmenter l'écart de salaire entre les hommes et les femmes¹³. En 1990 et 1995, ces deux variables expliquent conjointement 0.23 de l'écart salarial dans la première spécification et 0.20 dans la deuxième spécification. La profession a un impact positif sur les différentiels (sauf pour la catégorie professionnel et

¹³ À l'exception de la semaine de travail de 35 à 39 heures qui contribuent très faiblement à réduire l'écart de salaire en 1991 dans la première spécification et en 1996 dans les deux spécifications.

technicien) alors que l'industrie a un impact négatif ou faiblement positif (à part le secteur des services). Plus précisément, la part de l'écart de salaire qui est due à la variable profession est de 0.10 en 1990 et de 0.15 en 1995, alors que la part qui est expliquée par la variable industrie est de 0.02 en 1990, et en 1995 elle est pratiquement nulle. Ainsi, les femmes semblent être distribuées dans des professions moins payantes que les hommes alors que la distribution des hommes et des femmes entre les différentes industries paraît plutôt égale.

L'éducation (nombre d'année d'éducation, degré universitaire et certificat de métier) contribue à réduire l'écart salarial en 1991 dans la première spécification et en 1995 dans les deux spécifications. En 1991, dans la deuxième spécification, le nombre d'années d'éducation contribue positivement à l'écart de salaire, mais l'effet de l'ensemble des trois variables qui contrôlent pour l'éducation ont un effet très faiblement positif sur le différentiel. L'éducation ne peut donc pas expliquer les écarts de salaire: les femmes n'ont pas un niveau d'éducation inférieur à celui des hommes, et elles ne sont pas moins bien rémunérées pour un même niveau d'éducation.

D'autre part, puisque les statuts matrimoniaux autre que le mariage tendent à réduire l'écart de salaire, cela signifie que le fait d'être marié désavantage plus les femmes que les hommes. Quant aux variables qui contrôlent pour la langue et la région, leur impact sur les écarts de salaire est faible.

Les deux premières colonnes des tableaux A décomposent la contribution de chaque variable aux différentiels en deux parties: l'une attribuable aux différences dans les caractéristiques et l'autre à la discrimination. On observe qu'une part des disparités salariales

s'explique par le fait que les hommes travaillent davantage que les femmes et qu'ils sont distribués dans des professions mieux rémunérés. Quant à la discrimination, elle apparaît surtout à travers l'expérience, le nombre d'heures et de semaines travaillées et les professions. C'est-à-dire que pour un même niveau d'expérience ou pour un même nombre d'heures et de semaines travaillées ou encore à l'intérieur d'une même profession, les femmes sont moins bien payées que les hommes. Rappelons que si l'expérience des femmes est discontinuée, leur rémunération pour l'expérience peut être sous-estimée.

En somme, les résultats de l'étude empirique réalisée dans ce travail ne diffèrent pas beaucoup des quelques évidences qui émergent de la littérature canadienne sur les écarts de salaire entre les hommes et les femmes (qui ont été résumés à la section 2.2). Il y a toutefois deux changements intéressants à souligner. D'abord, l'analyse des données de 1990 et 1995 suggère que la discrimination n'apparaît plus à travers l'ensemble des variables qui contrôlent pour l'éducation. Ensuite, les hommes ne semblent plus avoir une meilleure distribution industrielle que celles des femmes.

Jetons maintenant un coup d'œil aux fonctions de revenus estimées et signalons quelques résultats intéressants.

3.3.3 Estimation des fonctions de revenus

Les **tableaux B** à l'annexe donnent les résultats détaillés des fonctions de revenus estimées pour obtenir les deux mesures de la discrimination. Les coefficients estimés nous renseignent sur l'effet des caractéristiques sur le logarithme du salaire. Notons quelques faits intéressants.

Les coefficients des variables qui contrôlent pour l'éducation sont tous positifs et significatifs à 5%. Ces coefficients sont tous plus élevés dans les équations des femmes que dans celles des hommes¹⁴. Ce qui signifie que le rendement de l'éducation est plus grand pour les femmes que pour les hommes. Cela confirme qu'il ne semble pas y avoir de discrimination envers les femmes en ce qui concerne le rendement de l'éducation.

Les coefficients de l'expérience sont également tous positifs et significatifs à 5%. En revanche, ils sont plus élevés dans les équations des hommes que celles des femmes. Ainsi, comme on l'a vu, les hommes sont mieux rémunérés pour un même niveau d'expérience que les femmes. Il ne faut toutefois pas oublier que le coefficient des femmes est probablement sous-estimé.

Quant aux coefficients du statut matrimonial célibataire, ils sont tous négatifs et significatifs à 5%. Le célibat, par rapport au mariage, a toutefois un plus grand effet négatif sur le revenu des hommes que sur celui des femmes. Ce qui signifie, comme on l'a vu que le mariage désavantage plus les femmes que les hommes. Le signe négatif des coefficients des hommes est en accord avec l'idée que les employeurs croient que le mariage, dans le cas des hommes, est corrélé avec des caractéristiques qui favorisent la productivité telles la stabilité et la maturité. Quant au signe négatif des coefficients des femmes, il révèle que le mariage n'a pas un effet négatif sur le revenu des femmes. Il reste que le mariage n'augmente pas le revenu des femmes de façon aussi importante que celui des hommes. Donc, les résultats obtenus ne contredisent pas la croyance que les employeurs anticipent un taux d'absentéisme et de roulement plus élevés chez les femmes mariés.

¹⁴ Sauf le coefficient du nombre d'années d'éducation dans la deuxième spécification de 1991.

Enfin, les coefficients des régions indiquent qu'en 1995, pour les hommes et pour les femmes, la seule province où il est plus payant d'habiter qu'en Ontario est la Colombie-Britannique.

Comme nous avons maintenant des estimés comparables dans le temps, nous pouvons étudier l'évolution des écarts salariaux entre les hommes et les femmes et de la discrimination envers les femmes au Canada depuis 1970 jusqu'en 1995.

3.3.4 Mesure de la discrimination de 1970 à 1995

Les estimés obtenus dans cette étude sont directement comparables à ceux de l'étude Grenier et Joseph (1993) puisque les fonctions de revenus estimées sont identiques¹⁵. Les résultats des deux études sont présentés au **tableau 3**.

De 1970 à 1995 l'écart entre le logarithme du salaire moyen des hommes et des femmes s'est presque réduit de moitié, passant de 0.819 au début de la période à 0.456 à la fin de la période. Toutefois, Grenier et Joseph (1993) ont trouvé que la proportion des différentiels due à la discrimination a augmenté de 1970 à 1985. Cette situation s'est poursuivie jusqu'en 1990 et s'est ensuite renversée. De 1985 à 1990, le différentiel est passé de 0.635 à 0.529, mais le pourcentage de l'écart attribué à la discrimination a augmenté de 57.1% à 62.1% (avec la spécification 2). Alors qu'en 1995, le différentiel s'est réduit à 0.456 et seulement 54.6% de l'écart est attribué à la discrimination.

¹⁵ Voir note 4.

En somme, la réduction de l'écart entre le salaire des hommes et des femmes entre 1970 et 1990 est due à l'amélioration des caractéristiques des femmes alors qu'entre 1990 et 1995 l'amélioration de la position relative des femmes sur le marché du travail est due à une baisse de la discrimination envers elles.

On peut également observer au tableau 3 que les deux mesures de la discrimination, celle obtenue par la méthode de décomposition de Oaxaca et celle obtenue à l'aide d'une variable indicatrice pour les femmes, ne diffèrent pas beaucoup.

L'analyse des écarts de salaire entre les hommes et les femmes au Canada de 1970 à 1995 étant maintenant terminée, le reste du travail porte sur le second objectif, qui est d'améliorer la mesure de la discrimination obtenue avec la technique de décomposition en utilisant la nouvelle information sur une caractéristique familiale contenue dans le recensement de 1996.

B. INTRODUCTION D'UNE AUTRE CARACTÉRISTIQUE FAMILIALE

Nous avons vu que l'un des inconvénients de la mesure de la discrimination trouvée à l'aide de la méthode de décomposition de Oaxaca est qu'elle est obtenue de façon résiduelle après avoir contrôlé pour les caractéristiques qui déterminent la productivité. Ce qui signifie que si le vecteur des caractéristiques ne tient pas compte de tous les facteurs qui déterminent la productivité, les coefficients estimés auront un biais d'omission. Nous avons également mentionné que les caractéristiques familiales tels que la présence des enfants et l'âge des enfants sont des variables importantes pour expliquer les salaires puisqu'elles reflètent le niveau de productivité des travailleurs. Malheureusement, ces variables n'étaient pas incluses dans les deux

spécifications des fonctions de revenus estimées précédemment puisque dans les recensements de 1971 à 1991, les questions portant sur la présence et l'âge des enfants ne s'adressaient qu'aux femmes. Il n'était donc pas possible d'inclure un indicateur de la présence et de l'âge des enfants dans la fonction de revenu des hommes. L'omission de cette variable peut causer un biais de spécification et entraîner une surestimation de la discrimination. En effet, si on ne contrôle pas pour les caractéristiques familiales, la part de l'écart salarial qui est due à la différence de productivité reliée à ces caractéristiques sera attribuée à tort à la discrimination.

Puisque dans le recensement de 1996 les questions portant sur la présence et l'âge des enfants s'adressent aux hommes et aux femmes, il est possible d'inclure des variables indicatrices qui contrôlent pour cette caractéristique familiale dans les fonction de revenus et d'obtenir ainsi une meilleur estimation des coefficients et une mesure de la discrimination plus exacte. C'est ce qui a été réalisé dans l'étude qui suit. Une brève description des données utilisées et des fonctions estimées précède l'analyse des résultats.

3.4 Les données et les fonctions de revenus estimées

La variable qui permet d'identifier la présence et l'âge des enfants n'est pas incluse dans l'échantillon du recensement de 1996 sélectionné précédemment pour étudier l'évolution des écarts salariaux et de la discrimination au Canada de 1970 à 1995 ¹⁶. Par conséquent, un autre échantillon représentant 10% du recensement de 1996 sur les individus a dû être sélectionné afin d'utiliser cette fois l'information sur la présence et l'âge des enfants. Ce nouvel échantillon contient 14,855 observations sur les hommes et 13,763 observations sur les femmes. Comme

¹⁶ La variable LFPRESCP n'a pas été sélectionnée lorsque les données ont été extraites pour l'étude présentée à la partie 3A.

précédemment, seulement les données portant sur les individus âgés de 15 à 64 ans qui ont déclaré un salaire positif, qui ne sont pas travailleurs autonomes et qui sont citoyens canadiens de naissance ont été utilisées. Les individus exclus de l'échantillon sont également les mêmes (les habitants des Territoires du Nord-Ouest et du Yukon et les individus qui ne parlent aucune langue officielle).

Avec ces données, la première spécification, qui ne contient que des variables standards (décrite précédemment à la section 3.2) a d'abord été estimée pour chaque genre. Ensuite, des variables qui contrôlent pour la profession, l'industrie et la présence et l'âge des enfants ont été ajoutées à ce modèle de base. Cette deuxième spécification a également été estimée pour les deux sexes. Rappelons que les variables utilisées dans cette étude sont décrites au **tableau 1**. Les trois variables indicatrices qui ont été définies pour tenir compte des enfants y sont présentées. La première prend la valeur 1 lorsqu'un individu a au moins un enfant âgé de moins de 6 ans à la maison et la valeur 0 autrement. La deuxième variable identifie de la même façon les individus qui ont au moins un enfant âgé entre 6 et 14 ans et qui n'ont pas d'enfants en bas âge (moins de 6 ans). Finalement, la dernière variable identifie les gens qui au moins un enfant âgé de 15 ans ou plus et qui n'ont pas d'enfant de moins de 15 ans. La prochaine section analyse les résultats des 4 régressions effectuées à l'aide du deuxième échantillon.

3.5 Résultats

L'écart entre le logarithme du salaire moyen des hommes et des femmes trouvé avec le nouvel échantillon du recensement de 1996 est de 0.465. Ce qui est très près de ce qui a été trouvé précédemment (0.456). Regardons d'abord de façon général la décomposition de cet écart pour ensuite mettre l'emphase sur le rôle de chaque caractéristique dans ce différentiel.

3.5.1 Décomposition des écarts de salaires

Le **tableau 4** présente les décompositions de l'écart de salaire qui ont été effectuées selon la méthode de Oaxaca. La partie centrale du tableau montre la décomposition de l'écart lorsque seulement les variables standards ont été incluses dans les fonctions de revenus. Au bas du tableau se trouve la décomposition de l'écart lorsqu'on a contrôlé pour les variables profession et industrie ainsi que pour la présence des enfants.

La différence entre les sexes dans les caractéristiques n'explique que 0.1 (21.5%) de l'écart salarial lorsqu'on ne contrôle que pour les variables standards. Donc, 0.365 (78.5%) de l'écart est attribuées à la discrimination. En ajoutant des variables qui contrôlent pour les professions, les industries et la présence et l'âge des enfants, la part de l'écart qui est due aux différences dans les caractéristiques augmente à 0.214 (46%) et par conséquent, la part attribué à la discrimination chute à 0.251 (54%). Cela signifie que les différentes distributions des hommes et des femmes entre les professions et les industries ainsi que les caractéristiques familiales sont des variables très importantes pour comprendre les écarts de salaires entre les deux sexes. Comme l'analyse de la première étude empirique l'a démontré, une part importante de l'écart de salaire est due au fait que les femmes sont, par rapport aux hommes, concentrées dans des professions moins payantes.

Quant aux caractéristiques familiales, on sait qu'elles reflètent, selon Polachek (1975), des différences de productivité qui sont dus à la division du travail à l'intérieur du ménage.

Comparons les tableaux 2 et 4 pour voir comment le pourcentage de l'écart de salaire qui est attribué à la discrimination varie lorsqu'on ajoute, au vecteur des caractéristiques, des variables pour les enfants en plus des variables standards, de l'industrie et de la profession. Lorsqu'on a utilisé le premier échantillon et qu'on a contrôlé pour les variables standards, la profession et l'industrie (au bas du tableau 2), 54,6% de l'écart de salaire de 0.456 demeurait inexpliqué et était donc attribué à la discrimination. Lorsqu'on utilise le deuxième échantillon et qu'on contrôle pour les enfants en plus des autres variables (au bas du tableau 4), 54% de l'écart de salaire de 0.465 est attribué à la discrimination. Ainsi, il semble que l'ajout des enfants comme variable explicatrice accroît la part de l'écart qui est expliquée par des différences de productivité et réduit par conséquent la part attribuée à la discrimination. Toutefois, l'apport des enfants aux différences dans les caractéristiques est peu importante et la comparaison des tableaux 2 et 4 doit se faire avec réserve puisque les échantillons comparés ne sont pas les mêmes.

Dans l'étude de Miller (1987), les caractéristiques familiales (le nombre d'années de mariage, le nombre et l'âge des enfants) jouent un rôle beaucoup plus important dans l'explication de l'écart de salaire trouvé par l'auteur en 1980¹⁷. Lorsque Miller inclut seulement des variables standards ainsi que la profession et l'industrie comme variables explicatrices dans ses fonctions de revenus, il trouve que 77% de l'écart de salaire de 0.351 est dû à la

¹⁷ Le modèle estimé par Miller est décrit dans le survol de la littérature (partie 2).

discrimination. L'ajout des variables qui contrôlent pour le nombre d'années de mariage ainsi que le nombre et l'âge des enfants réduit la part de l'écart due à la discrimination à 45%. Le rôle des caractéristiques familiales dans l'écart de salaire semble donc être plus important en 1980 qu'en 1995.

Regardons maintenant un peu plus en détail la contribution des caractéristiques familiales à l'écart de salaire trouvé avec le deuxième échantillon du recensement de 1996.

3.5.2 Contributions des variables à l'écart de salaire

Le **tableaux 5** présente la décomposition de l'écart salarial de 1995 lorsqu'on contrôle pour les professions, les industries et la présence des enfants. Rappelons qu'un signe positif signifie une contribution positive à l'écart et donc un désavantage pour les femmes. À l'inverse, un signe négatif désigne un avantage en faveur des femmes. La deuxième et la troisième colonne du tableau montre la décomposition de la contribution de chaque variable à l'écart de salaire en deux parties: la contribution à la discrimination et la contribution aux différences dans les caractéristiques.

L'expérience demeure la variable qui contribue le plus à l'écart de salaire. Elle explique 0.137 de l'écart total de 0.456. La décomposition de la contribution de cette variable nous montre que c'est principalement à travers la discrimination qu'elle contribue à l'écart.

Les semaines et les heures travaillées expliquent ensemble 0.188 de l'écart de salaire. Les deux dernières colonnes du tableau montrent que cette part de l'écart est principalement due au

fait que les hommes travaillent davantage que les femmes. Il reste que la discrimination à travers les semaines et les heures travaillées est relativement importante.

Les variables qui contrôlent pour les professions contribuent pour une valeur de 0.103 à l'écart total. Cette contribution s'explique davantage par le fait qu'il y a de la discrimination à l'intérieur des diverses professions mais aussi par le fait que les hommes ont des professions plus payantes que les femmes.

Les variables qui contrôlent pour la présence des enfants sont celles qui contribuent le plus à l'écart après l'expérience, le temps travaillé et la profession. Ces variables expliquent 0.037 de l'écart de salaire total.

L'étude empirique à la partie A a permis d'identifier les trois premiers déterminants, en importance, de l'écart de salaire mais elle a ignoré le rôle joué par la présence des enfants. Puisque l'étude présentée dans cette partie tient compte d'une caractéristique supplémentaire qui reflète des différences de productivité, la mesure de la part de l'écart due aux différences dans les caractéristiques est plus exacte. Il s'en suit que la mesure de la discrimination obtenue est plus précise.

Pour terminer jetons un coup d'œil aux fonctions de revenus estimées afin d'étudier l'effet de la présence et de l'âge des enfants sur le salaire des hommes et des femmes.

3.5.3 Estimation des fonctions de revenus

On retrouve les résultats détaillés des fonctions de revenus estimées avec le second échantillon au **tableau C** à l'annexe. Les coefficients estimés nous permettent de connaître l'effet des variables indépendantes sur le logarithme du salaire. Regardons le cas des variables qui contrôlent pour la présence et l'âge des enfants.

Dans la fonction de revenu des hommes, seulement le coefficient de la deuxième variable indicatrice de la présence d'un enfant est significatif à 5%. Ce coefficient indique que la présence d'un enfant de moins de 6 ans a un effet positif sur le revenu des hommes. Alors que dans la fonction de revenu des femmes, ce sont les deux autres variables indicatrices qui ont un coefficient significatif à 5%. Ces coefficients révèlent que la présence d'un ou de plusieurs enfants de 6 ans et plus a un effet négatif non négligeable sur le revenu des femmes. Cet effet négatif est moins important pour les femmes qui ont seulement un ou des enfants âgés de plus de 14 ans. Les coefficients des variables indicatrices trouvés par Miller (1987)¹⁸ reflètent le même schéma : la présence d'un enfant a un effet faiblement positif sur le revenu des hommes alors que la présence d'un enfant âgé de 6 ans ou plus a un effet négatif sur le revenu des femmes. Toutefois, cet effet négatif trouvé par Miller est moins important que celui trouvé dans cette étude¹⁹. Finalement, le coefficient de la variable indicatrice de la présence d'un enfant de moins de 6 ans trouvé par Miller dans l'équation des femmes est positif.

En somme, la présence des enfants est une variable qui affecte le salaire des hommes et des femmes différemment et qui est donc importante pour comprendre les écarts de salaire. Cette caractéristique familiale, selon Polachek, accentue la spécialisation des tâches au sein d'un ménage ce qui a pour effet de réduire l'expérience de travail des femmes et de changer leur décision d'investissement en capital humain. La spécialisation des tâches peut aussi faire en sorte que les employeurs vont anticiper un taux d'absentéisme plus élevé chez les femmes mariées qui ont des enfants alors que les hommes mariés seront considérés comme des travailleurs plus stables et sérieux. C'est pour l'ensemble de ces raisons que les caractéristiques familiales

¹⁸ Les trois variables indicatrices de la présence des enfants définies par Miller sont les mêmes que celles utilisées dans cette étude.

reflètent des différences de productivité et qu'elles doivent par conséquent être prises en considération lorsque l'on cherche à mesurer la discrimination. Le second objectif de ce mémoire qui était de mesurer la discrimination de façon plus exacte a donc été rempli.

¹⁹ Les coefficients des variables enfant(s)<6 et enfant(s) 6-14 trouvés par Miller sont respectivement -0.016 et -0.025.

CONCLUSION

Le premier objectif de ce travail était d'étudier l'évolution des écarts de salaires entre les hommes et les femmes au Canada de 1970 à 1995. Pour ce faire, le modèle de Grenier et Joseph (1993) a été estimé avec les données des recensements de 1991 et 1996 afin d'obtenir des estimés comparables à ceux trouvés par ces auteurs avec les recensements de 1971, 1981 et 1986. Au cours de la période étudiée, l'écart entre le logarithme du salaire moyen des hommes et celui des femmes s'est presque réduit de moitié passant de 0.819 en 1970 à 0.456 en 1995. La décomposition des écarts salariaux à l'aide de la méthode traditionnelle de Oaxaca permet d'identifier les sources des gains relatifs des femmes sur le marché du travail. Il semble apparaître que la réduction des différentiels de 1970 à 1990 est principalement due à l'amélioration des caractéristiques des femmes alors qu'entre 1990 et 1995 la réduction s'explique par une baisse de la discrimination envers les femmes.

De plus, la décomposition de Oaxaca a permis d'identifier les variables responsables des disparités salariales entre les hommes et les femmes. L'expérience, le temps travaillé et la profession sont les variables qui expliquent une grande partie des écarts de salaires de 1990 et 1995. Si le salaire moyen des hommes est plus élevé que celui des femmes, c'est principalement parce que les hommes travaillent davantage que les femmes, qu'ils sont distribués dans des professions mieux rémunérées et que pour un même niveau d'expérience ou pour un même nombre d'heures et de semaines travaillées ou encore à l'intérieur d'une même profession les hommes sont mieux rémunérés que les femmes. Il n'y a donc pas de discrimination envers les femmes à l'égard de l'éducation et de l'industrie.

Le second objectif de ce mémoire était d'utiliser l'information sur la présence et l'âge des enfants contenus dans le recensement de 1996 pour obtenir une meilleure estimation de la discrimination. L'étude réalisée à cette fin a permis d'ajouter la présence des enfants à la liste des variables qui contribuent le plus à l'écart de salaire. Quoique l'expérience peut en partie capter l'effet de la présence des enfants. En ordre d'importance ces variables sont donc, l'expérience, les semaines et les heures travaillées, la profession et la présence des enfants.

Malgré les gains relatifs des femmes depuis les années 70, l'écart salarial entre les hommes et les femmes demeure important (0.46 en 1995) et le pourcentage de cet écart qui demeure inexplicable et qui est attribué à la discrimination est considérable (54.6 à 78.5% en 1995). L'emploi d'une autre mesure de l'expérience comme celle proposée par Zabalza et Arrufat (1985) pourrait contribuer à réduire la part de l'écart qui est attribué à la discrimination. En effet, cette mesure donne une meilleure approximation de l'expérience et réduit ainsi le problème de surestimation de la discrimination. D'autre part, l'utilisation de la méthode de décomposition des écarts de salaires proposée par Brown, Moon et Zoloth (1980) pourrait accroître la part de l'écart attribué à la discrimination en identifiant les différences de distribution des hommes et des femmes entre les professions qui sont dues à des barrières à l'entrée. Enfin, les écarts de salaires entre les hommes et les femmes est un sujet inépuisable qui offre une multitude de projets de recherche. Par exemple, il serait intéressant d'étudier la variation des différentiels entre les provinces, les niveaux d'éducation et les niveaux de revenus.

TABLEAUX

TABLEAU 1

Définition des variables

Variable	Définition
Variable dépendante ln(salaire)	Le salaire brut l'année précédant le recensement.
Éducation Nombre d'années d'éducation (Aucun degré) Degré universitaire (Aucun certificat) Certificat de métier	Approximation incluant les études élémentaires, secondaires, universitaires et non universitaires. Détenteur d'un diplôme universitaire. Détenteur d'un certificat de métier ou autres certificats non-universitaires.
Expérience Expérience Expérience au carré	âge - nombre d'années d'éducation - 6
Statut matrimonial (Marié) Célibataire Divorcé/ Séparé Veuf	Les personnes mariées et les conjoints de fait. Les personnes qui n'ont jamais été mariés.
Langue (Anglais seulement) Français seulement Bilingue/ langue maternelle anglais Bilingue/ langue maternelle français Bilingue/ langue maternelle autre	Langue dans laquelle les individus peuvent converser et la première langue apprise.
Région (Ontario) Régions atlantiques Québec Manitoba/ Saskatchewan Alberta Colombie-Britannique	Terre-Neuve, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse Nouveau-Brunswick
Semaines travaillées par année (49 à 52 semaines) 1 à 13 semaines 14 à 26 semaines 27 à 39 semaines 40 à 48 semaines	Nombre de semaines travaillées l'année précédant le recensement.

Les variables entre parenthèse sont les groupes de références.

TABLEAU 1 (suite)
Définition des variables

Variable	Définition
Heures travaillées par semaine (40 à 44 heures) 1 à 19 heures 20 à 29 heures 30 à 34 heures 35 à 39 heures 45 à 49 heures 50 heures et plus	Nombre d'heures travaillées dans la semaine précédant le recensement.
Profession (Clérical) Administration Professionnel/Technicien Superviseur Ventes et services Commerce Travailleurs manuel	Type de travail effectué dans l'emploi pour lequel le nombre d'heures travaillées est le plus grand.
Industrie (Gouvernement) Secteur primaire Secteur manufacturier Construction Transport Commerce Finance Services	Nature générale de l'industrie dans laquelle l'employeur de l'individu opère.
Présence des enfants (Pas d'enfants)	Pas d'enfants vivants à la maison.
Enfant(s) < 6 ans	Au moins un enfant de moins de 6 ans.
Enfant(s) 6-14 ans	Au moins un enfant âgé de 6 à 14 ans et aucun enfant de moins de 6 ans.
Enfant(s) 15 ans et +	Au moins un enfant de 15 ans et plus et aucun enfant de moins de 15 ans.

Les variables entre parenthèse sont les groupes de références.

Les variables profession et industrie sont incluses dans la 2ième spécification seulement.

Les variables pour la présence des enfants sont utilisées dans la partie B de l'étude empirique.

ÉQUATIONS ESTIMÉES

Première spécification

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{salaire}) = & \beta_0 + \beta_1(\text{nombre d'année d'éducation}) + \beta_2(\text{degré universitaire}) \\ & + \beta_3(\text{certificat de métier}) \\ & + \alpha_1(\text{expérience}) + \alpha_2(\text{expérience})^2 \\ & + \chi_1(\text{célibataire}) + \chi_2(\text{divorcé/ séparé}) + \chi_3(\text{veuf}) \\ & + \delta_1(\text{français}) + \delta_2(\text{bilingue/ anglais langue maternelle}) \\ & + \delta_3(\text{bilingue/ français langue maternelle}) \\ & + \delta_4(\text{bilingue/ autre langue maternelle}) \\ & + \phi_1(\text{régions atlantiques}) + \phi_2(\text{Québec}) + \phi_3(\text{Manitoba/ Sask.}) \\ & + \phi_4(\text{Alberta}) + \phi_5(\text{C.-B.}) \\ & + \gamma_1(\text{1-13 semaines de travail par année}) + \gamma_2(\text{14-26 sem.}) \\ & + \gamma_3(\text{27-39 sem.}) + \gamma_4(\text{40-48 sem.}) \\ & + \eta_1(\text{1-19 heures de travail par semaines}) + \eta_2(\text{20-29 h/ sem.}) \\ & + \eta_3(\text{30-34 h/ sem.}) + \eta_4(\text{35-39 h/ sem.}) + \eta_5(\text{45-49 h/ sem.}) \\ & + \eta_6(\text{50+ h/ sem.}) \\ & + \varepsilon \end{aligned}$$

Deuxième spécification

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{salaire}) = & \beta_0 + \beta_1(\text{nombre d'année d'éducation}) + \beta_2(\text{degré universitaire}) \\ & + \beta_3(\text{certificat de métier}) \\ & + \alpha_1(\text{expérience}) + \alpha_2(\text{expérience})^2 \\ & + \chi_1(\text{célibataire}) + \chi_2(\text{divorcé/ séparé}) + \chi_3(\text{veuf}) \\ & + \delta_1(\text{français}) + \delta_2(\text{bilingue/ anglais langue maternelle}) \\ & + \delta_3(\text{bilingue/ français langue maternelle}) \\ & + \delta_4(\text{bilingue/ autre langue maternelle}) \\ & + \phi_1(\text{régions atlantiques}) + \phi_2(\text{Québec}) + \phi_3(\text{Manitoba/ Sask.}) \\ & + \phi_4(\text{Alberta}) + \phi_5(\text{C.-B.}) \\ & + \gamma_1(\text{1-13 semaines de travail par année}) + \gamma_2(\text{14-26 sem.}) \\ & + \gamma_3(\text{27-39 sem.}) + \gamma_4(\text{40-48 sem.}) \\ & + \eta_1(\text{1-19 heures de travail par semaines}) + \eta_2(\text{20-29 h/ sem.}) \\ & + \eta_3(\text{30-34 h/ sem.}) + \eta_4(\text{35-39 h/ sem.}) + \eta_5(\text{45-49 h/ sem.}) + \eta_6(\text{50+ h/ sem.}) \\ & + a_1(\text{administration}) + a_2(\text{professionnel/technicien}) + a_3(\text{superviseur}) \\ & + a_4(\text{ventes et services}) + a_5(\text{commerce}) + a_6(\text{travailleurs manuel}) \\ & + b_1(\text{secteur primaire}) + b_2(\text{secteur manufacturier}) + b_3(\text{construction}) \\ & + b_4(\text{transport}) + b_5(\text{commerce}) + b_6(\text{finance}) + b_7(\text{services}) \\ & + \varepsilon \end{aligned}$$

TABLEAU 2

Décomposition des écarts de salaires au Canada, 1990, 1995.

	Équation	1990 (logarithme)	1995 (logarithme)
Salaire actuel des hommes	Σ bm Xm	9.849	9.856
Salaire actuel des femmes	Σ bf Xf	9.321	9.400
L'écart de salaire total	$\ln w_m - \ln w_f$	0.529	0.456
Sans les variables profession et industrie (spécification 1)			
Salaire fictif des femmes en l'absence de discrimination	Σ bm Xf	9.750	9.751
La discrimination (% de l'écart de salaire total)	Σ (bm-bf)Xf	0.429 (82.0)	0.351 (77.0)
Différences dans les caractéristiques (% de l'écart de salaire total)	Σ (Xm-Xf)bm	0.099 (18.0)	0.105 (23.0)
Avec les variables profession et industrie (spécification 2)			
Salaire fictif des femmes en l'absence de discrimination	Σ bm Xf	9.649	9.649
La discrimination (% de l'écart de salaire total)	Σ (bm-bf)Xf	0.328 (62.0)	0.249 (54.6)
Différences dans les caractéristiques (% de l'écart de salaire total)	Σ (Xm-Xf)bm	0.201 (38.0)	0.207 (45.4)

TABLEAU 3

Mesure de la discrimination au Canada, 1970, 1980, 1985, 1990, 1995.

	1970	1980	1985	1990	1995
Écart de salaire total (en logarithme)	0.819	0.698	0.635	0.529	0.456
Sans les variables profession et industrie (spécification 1)					
Mesure de la discrimination obtenue par décomposition (%de l'écart de salaire total)	0.482 (58.9)	0.477 (68.3)	0.456 (71.9)	0.429 (81.2)	0.351 (76.9)
Mesure de la discrimination obtenue avec une variable indicatrice (%de l'écart de salaire total)	0.472 (57.6)	0.456 (65.3)	0.437 (68.8)	0.419 (79.2)	0.342 (75.0)
Avec les variables profession et industrie (spécification 2)					
Mesure de la discrimination obtenue par décomposition (%de l'écart de salaire total)	0.418 (51.1)	0.389 (55.9)	0.363 (57.1)	0.328 (62.1)	0.249 (54.6)
Mesure de la discrimination obtenue avec une variable indicatrice (%de l'écart de salaire total)	0.452 (55.2)	0.406 (58.1)	0.379 (59.7)	0.330 (62.4)	0.253 (55.5)

Les résultats des années 1970, 1980 et 1985 proviennent de l'étude de Grenier et Joseph (1993).

TABLEAU 4

Décomposition de l'écart de salaire au Canada, 1995.
(obtenu avec le deuxième échantillon)

	Equation	(logarithme)
Salaire actuel des hommes	$\Sigma \text{bm Xrm}$	9.870
Salaire actuel des femmes	$\Sigma \text{bf Xf}$	9.405
L'écart de salaire total	$\ln \text{wm} - \ln \text{wf}$	0.465
Avec les variables standards		
Salaire fictif des femmes en l'absence de discrimination	$\Sigma \text{bm Xf}$	9.770
La discrimination (% de l'écart de salaire total)	$\Sigma (\text{bm}-\text{bf})\text{Xf}$	0.365 (78.5)
Différences dans les caractéristiques (% de l'écart de salaire total)	$\Sigma (\text{Xm}-\text{Xf})\text{bm}$	0.100 (21.5)
Avec les variables standards et les variables profession, industrie et enfant		
Salaire fictif des femmes en l'absence de discrimination	$\Sigma \text{bm Xf}$	9.656
La discrimination (% de l'écart de salaire total)	$\Sigma (\text{bm}-\text{bf})\text{Xf}$	0.251 (54.0)
Différences dans les caractéristiques (% de l'écart de salaire total)	$\Sigma (\text{Xm}-\text{Xf})\text{bm}$	0.214 (46.0)

TABLEAU 5Contribution des variables à l'écart de salaire, 1995.
(obtenu avec le deuxième échantillon)

	Contribution à l'écart	Contribution à la discrimination	Contribution aux différences dans les caractéristiques
Écart de salaire (en logarithme)	0.465		
Contribution des variables à l'écart:			
Constante	0.057	0.057	0.000
Éducation	-0.020	0.008	-0.028
Expérience	0.137	0.122	0.016
Statut matrimonial	-0.069	-0.061	-0.007
Langue	0.027	0.027	0.001
Région	-0.020	-0.019	-0.002
Semaines travaillées	0.061	0.022	0.039
Heures travaillées	0.127	0.057	0.071
Préence des enfants	0.037	0.036	0.002
Profession	0.103	0.067	0.036
Industrie	0.024	-0.064	0.088
Total	0.465	0.251	0.214

ANNEXES

TABLEAU A1

Contribution de chaque variable à l'écart de salaire, 1991 (spécification 1)

Variables	Part due aux différences dans les caractéristiques bm (Xm-Xf)	Part attribuée à la discrimination (bm-bf)Xf	Écart de salaire total ln wm - ln wf
Constante	0.0000	0.4162	0.4162
Éducation	-0.0217	-0.1048	-0.2064
(Aucun degré)			
Degré universitaire	-0.0010	-0.0106	-0.0116
(Aucun certificat)			
Certificat	0.0001	-0.0149	-0.0148
Expérience	0.0511	0.2593	0.3104
Expérience2	-0.0374	-0.0734	-0.1107
(Marié)			
Célibataire	-0.0127	-0.0512	-0.0639
Veuf	0.0019	-0.0023	-0.0003
Divorcé	0.0052	-0.0102	-0.0050
(Anglais)			
Français	0.0002	0.0100	0.0102
Bilingue/anglais	0.0008	-0.0032	-0.0024
Bilingue/français	0.0004	0.0051	0.0055
Bilingue/autre	0.0000	0.0019	0.0020
(Ontario)			
Atlantique	-0.0008	-0.0009	-0.0017
Québec	-0.0003	-0.0300	-0.0303
Manitoba/Sask	0.0007	0.0003	0.0010
Alberta	0.0000	0.0006	0.0006
C.-B.	0.0000	-0.0010	-0.0011
(49 à 52 semaines)			
1 à 13 semaines	0.0280	0.0139	0.0419
14 à 26 semaines	0.0102	0.0116	0.0218
27 à 39 semaines	0.0026	0.0053	0.0079
40 à 48 semaines	0.0001	0.0111	0.0112
(40 à 44 heures)			
1 à 19 heures	0.0275	0.0622	0.0897
20 à 29 heures	0.0264	0.0065	0.0329
30 à 34 heures	0.0074	0.0064	0.0138
35 à 39 heures	0.0022	-0.0047	-0.0025
45 à 49 heures	0.0024	0.0021	0.0046
50 heures et +	0.0060	0.0041	0.0101
Total	0.0995	0.4294	0.5289
Pourcentage	18.81	81.19	100.00

TABLEAU A2

Contribution de chaque variable à l'écart de salaire, 1991 (spécification 2)

Variables	Part due aux différences dans les caractéristiques bm (Xm-Xf)	Part attribuée à la discrimination (bm-bf)Xf	Écart de salaire total ln wm - ln wf
Constante	0.0000	0.0773	0.0773
Éducation	-0.0208	0.0465	0.0257
(Aucun degré)			
Degré universitaire (Aucun certificat)	-0.0009	-0.0067	-0.0076
Certificat	0.0000	-0.0159	-0.0159
Expérience	0.0456	0.2717	0.3174
Expérience ²	-0.0329	-0.0830	-0.1159
(Marié)			
Célibataire	-0.0114	-0.0481	-0.0595
Veuf	0.0018	-0.0026	-0.0008
Divorcé	0.0046	-0.0095	-0.0049
(Anglais)			
Français	0.0001	0.0064	0.0065
Bilingue/anglais	0.0008	-0.0023	-0.0015
Bilingue/français	0.0004	0.0057	0.0061
Bilingue/autre	0.0000	0.0021	0.0020
(Ontario)			
Atlantique	-0.0008	-0.0033	-0.0041
Québec	-0.0003	-0.0246	-0.0250
Manitoba/Sask	0.0007	-0.0014	-0.0006
Alberta	0.0000	-0.0003	-0.0003
C.-B.	0.0000	-0.0025	-0.0025
(49 à 52 semaines)			
1 à 13 semaines	0.0280	0.0131	0.0410
14 à 26 semaines	0.0104	0.0068	0.0171
27 à 39 semaines	0.0027	0.0031	0.0058
40 à 48 semaines	0.0001	0.0074	0.0076
(40 à 44 heures)			
1 à 19 heures	0.0255	0.0522	0.0776
20 à 29 heures	0.0214	0.0054	0.0268
30 à 34 heures	0.0063	0.0044	0.0107
35 à 39 heures	0.0009	0.0037	0.0046
45 à 49 heures	0.0024	0.0024	0.0048
50 heures et +	0.0055	0.0045	0.0100

TABLEAU A2 (suite)

Contribution de chaque variable à l'écart de salaire, 1991 (spécification 2)

Variables	Part due aux différences dans les caractéristiques bm (Xm-Xf)	Part attribuée à la discrimination (bm-bf)Xf	Écart de salaire total ln wm - ln wf
(Clérical)			
Administration	0.0124	-0.0022	0.0103
Professionnel/technicien	-0.0080	0.0002	-0.0077
Superviseur	0.0024	0.0000	0.0023
Ventes et services	0.0087	0.0544	0.0631
Commerce	0.0205	0.0019	0.0224
Travailleurs manuels	0.0031	0.0095	0.0126
(Gouvernement)			
Secteur primaire	-0.0019	0.0032	0.0013
Secteur manufacturier	-0.0014	-0.0051	-0.0065
Construction	-0.0026	0.0002	-0.0024
Transport	0.0011	-0.0017	-0.0006
Commerce	0.0030	-0.0007	0.0024
Finance	0.0020	-0.0036	-0.0016
Services	0.0713	-0.0404	0.0309
Total	0.2007	0.3281	0.5288
Pourcentage	37.95	62.05	100.00

TABLEAU A3

Contribution de chaque variable à l'écart de salaire, 1996 (spécification 1)

Variables	Part due aux différences dans les caractéristiques bm (Xm-Xf)	Part attribuée à la discrimination (bm-bf)Xf	Écart de salaire total ln wm - ln wf
Constante	0.0000	0.4697	0.4697
Éducation	-0.0262	-0.2620	-0.2882
(Aucun degré)			
Degré universitaire	-0.0032	-0.0170	-0.0202
(Aucun certificat)			
Certificat	-0.0023	-0.0200	-0.0223
Expérience	0.0544	0.2326	0.2870
Expérience ²	-0.0340	-0.0820	-0.1160
(Marié)			
Célibataire	-0.0123	-0.0526	-0.0649
Veuf	0.0023	-0.0023	0.0000
Divorcé	0.0053	-0.0135	-0.0082
(Anglais)			
Français	-0.0001	0.0090	0.0089
Bilingue/anglais	0.0002	0.0009	0.0011
Bilingue/français	0.0011	-0.0013	-0.0001
Bilingue/autre	-0.0001	0.0003	0.0002
(Ontario)			
Atlantique	-0.0004	0.0079	0.0074
Québec	-0.0021	-0.0250	-0.0270
Manitoba/Sask	0.0010	-0.0034	-0.0025
Alberta	-0.0005	0.0035	0.0031
C.-B.	0.0001	0.0021	0.0022
(49 à 52 semaines)			
1 à 13 semaines	0.0309	-0.0016	0.0292
14 à 26 semaines	0.0084	0.0051	0.0135
27 à 39 semaines	0.0005	0.0054	0.0060
40 à 48 semaines	0.0016	0.0124	0.0140
(40 à 44 heures)			
1 à 19 heures	0.0265	0.0664	0.0929
20 à 29 heures	0.0289	0.0133	0.0422
30 à 34 heures	0.0116	0.0050	0.0166
35 à 39 heures	0.0015	-0.0055	-0.0040
45 à 49 heures	0.0043	0.0025	0.0068
50 heures et +	0.0079	0.0008	0.0086
Total	0.1053	0.3508	0.4561
Pourcentage	23.10	76.90	100.00

TABLEAU A4

Contribution de chaque variable à l'écart de salaire, 1996 (spécification 2)

Variables	Part due aux différences dans les caractéristiques bm (Xm-Xf)	Part attribuée à la discrimination (bm-bf)Xf	Écart de salaire total ln wm - ln wf
Constante	0.0000	0.1194	0.1194
Éducation	-0.0245	-0.0704	-0.0949
(Aucun degré)			
Degré universitaire	-0.0022	-0.0099	-0.0121
(Aucun certificat)			
Certificat	-0.0016	-0.0181	-0.0197
Expérience	0.0488	0.2519	0.3007
Expérience2	-0.0301	-0.0898	-0.1200
(Marié)			
Célibataire	-0.0104	-0.0465	-0.0569
Veuf	0.0024	-0.0028	-0.0004
Divorcé	0.0042	-0.0121	-0.0078
(Anglais)			
Français	-0.0001	0.0064	0.0063
Bilingue/anglais	0.0003	0.0024	0.0027
Bilingue/français	0.0010	0.0008	0.0018
Bilingue/autre	-0.0001	0.0005	0.0004
(Ontario)			
Atlantique	-0.0005	0.0051	0.0047
Québec	-0.0018	-0.0183	-0.0202
Manitoba/Sask	0.0010	-0.0043	-0.0033
Alberta	-0.0004	0.0029	0.0025
C.-B.	0.0001	0.0009	0.0010
(49 à 52 semaines)			
1 à 13 semaines	0.0310	-0.0038	0.0273
14 à 26 semaines	0.0084	0.0025	0.0109
27 à 39 semaines	0.0005	0.0038	0.0043
40 à 48 semaines	0.0015	0.0101	0.0116
(40 à 44 heures)			
1 à 19 heures	0.0240	0.0593	0.0833
20 à 29 heures	0.0220	0.0147	0.0367
30 à 34 heures	0.0085	0.0045	0.0130
35 à 39 heures	0.0002	-0.0005	-0.0004
45 à 49 heures	0.0037	0.0024	0.0062
50 heures et +	0.0067	0.0003	0.0070

TABLEAU A4 (suite)

Contribution de chaque variable à l'écart de salaire, 1996 (spécification 2)

Variables	Part due aux différences dans les caractéristiques bm (Xm-Xf)	Part attribuée à la discrimination (bm-bf)Xf	Écart de salaire total ln wm - ln wf
(Clérical)			
Administration	0.0158	0.0077	0.0234
Professionnel/technicien	-0.0161	0.0125	-0.0035
Superviseur	0.0033	0.0019	0.0052
Ventes et services	-0.0001	0.0799	0.0798
Commerce	0.0240	0.0010	0.0250
Travailleurs manuels	0.0091	0.0094	0.0186
(Gouvernement)			
Secteur primaire	-0.0013	0.0051	0.0039
Secteur manufacturier	0.0010	-0.0018	-0.0008
Construction	-0.0080	-0.0001	-0.0082
Transport	-0.0014	-0.0057	-0.0071
Commerce	-0.0002	-0.0103	-0.0105
Finance	0.0025	-0.0022	0.0003
Services	0.0855	-0.0595	0.0260
Total	0.2070	0.2492	0.4562
Pourcentage	45.38	54.62	100.00

TABLEAU B1						
Estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes, 1991.						
Variables	Moyenne		Coefficients estimés			
	Hommes Xm	Femmes Xf	Sans les variables profession et industrie (spécification 1)		Avec les variables profession et industrie (spécification 2)	
			Hommes bm	Femmes bf	Hommes bm	Femmes bf
Constante	1.0000	1.0000	8.8024	8.3862	8.9381	8.8608
Éducation						
Éducation (Aucun degré)	12.1217	12.4337	0.0695	0.0843	0.0666	0.0628
Degré universitaire (Aucun certificat)	0.1465	0.1567	0.0952	0.1629	0.0860	0.1290
Certificat	0.3156	0.3149	0.0910	0.1383	0.0604	0.1109
Expérience						
Expérience	17.1379	16.3562	0.0654	0.0495	0.0584	0.0418
Expérience2	456.1767	419.2011	-0.0010	-0.0008	-0.0009	-0.0007
Statut matrimonial						
(Marié)						
Célibataire	0.3273	0.2851	-0.3008	-0.1211	-0.2699	-0.1012
Veuf	0.0039	0.0165	-0.1535 **	-0.0164 **	-0.1471 **	0.0115 **
Divorcé	0.0517	0.0856	-0.1552	-0.0355 **	-0.1352	-0.0241 **
Langue						
(Anglais)						
Français	0.1333	0.1443	-0.0146 **	-0.0842	-0.0058 **	-0.0502 **
Bilingue/anglais	0.0548	0.0662	-0.0713	-0.0222 **	-0.0670	-0.0328 **
Bilingue/français	0.1538	0.1400	0.0294 **	-0.0068 **	0.0318 **	-0.0086 **
Bilingue/autre	0.0084	0.0103	-0.0213 **	-0.2072	0.0081 **	-0.1908

Tous les coefficients sont significatifs à 5% sauf:

* significatif à 10%

** non significatif à 5 ou 10%.

TABLEAU B1 (suite)									
Estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes, 1991.									
Variables	Moyenne			Coefficients estimés					
	Hommes X _m	Femmes X _f		Sans les variables profession et industrie (spécification 1)		Avec les variables profession et industrie (spécification 2)			
				Hommes b _m	Femmes b _f	Les deux	Hommes b _m	Femmes b _f	Les deux
Région									
(Ontario)	0.1022	0.0964		-0.1316	-0.1223	-0.1215	-0.1448	-0.1106	-0.1233
Atlantique	0.2712	0.2665		-0.0676	0.0448 **	-0.0224 **	-0.0700	0.0224 **	-0.0292 **
Québec	0.0721	0.0763		-0.1658	-0.1704	-0.1729	-0.1716	-0.1537	-0.1667
Manitoba/Sask	0.0960	0.0958		-0.0354 *	-0.0414 **	-0.0442	-0.0300 **	-0.0268 **	-0.0316 *
Alberta	0.1143	0.1140		-0.0245 **	-0.0153 **	-0.0233 **	-0.0208 **	0.0009 **	-0.0119 **
C.-B.									
Semaines travaillées									
(49 à 52 semaines)	0.0793	0.0971		-1.5712	-1.7148	-1.6583	-1.5703	-1.7048	-1.6551
1 à 13 semaines	0.1169	0.1301		-0.7664	-0.8556	-0.8184	-0.7807	-0.8327	-0.8191
14 à 26 semaines	0.0778	0.0844		-0.4000	-0.4626	-0.4282	-0.4102	-0.4471	-0.4299
27 à 39 semaines	0.1191	0.1204		-0.1010	-0.1929	-0.1412	-0.1119	-0.1738	-0.1402
40 à 48 semaines									
Heures travaillées									
(40 à 44 heures)	0.2259	0.3127		-0.3167	-0.5156	-0.4331	-0.2932	-0.4601	-0.3899
1 à 19 heures	0.0306	0.0953		-0.4082	-0.4763	-0.4684	-0.3299	-0.3866	-0.3787
20 à 29 heures	0.0318	0.0630		-0.2372	-0.3387	-0.3039	-0.2020	-0.2711	-0.2487
30 à 34 heures	0.1107	0.2107		-0.0217 **	0.0005 **	-0.0000 **	-0.0090 **	-0.0264 **	-0.0099 **
35 à 39 heures	0.0667	0.0296		0.0658	-0.0064 **	0.0436	0.0651	-0.0160 **	0.0393 *
45 à 49 heures	0.1475	0.0490		0.0612	-0.0224 **	0.0366	0.0560	-0.0349 **	0.0279 *
50 heures et +									

Tous les coefficients sont significatifs à 5% sauf:
 * significatif à 10%
 ** non significatif à 5 ou 10%.

TABLEAU B1 (suite)						
Estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes, 1991.						
Variables	Moyenne		Coefficients estimés			
	Hommes Xm	Femmes Xf	Sans les variables profession et industrie (spécification 1)		Avec les variables profession et industrie (spécification 2)	
			Hommes bm	Femmes bf	Hommes bm	Femmes bf
Profession (Clérical)						
Administration	0.1157	0.0607			0.2261	0.2295
Professionnel/technicien	0.1583	0.2100			0.1544	0.1469
Superviseur	0.0557	0.0231			0.0726	0.0739 **
Ventes et services	0.2132	0.3270			-0.0765	-0.1829
Commerce	0.1440	0.0071			0.1497	-0.1195 **
Travailleurs manuels	0.2416	0.0622			0.0172 **	-0.1363
Industrie (Gouvernement)						
Secteur primaire	0.0648	0.0251			-0.0470 **	-0.0928
Secteur manufacturier	0.1897	0.0877			-0.0137 **	-0.0089 **
Construction	0.1052	0.0155			-0.0294 **	-0.0244 **
Transport	0.1115	0.0485			0.0175 **	0.0279 **
Commerce	0.1759	0.1903			-0.2086	-0.2252
Finance	0.0384	0.0773			-0.0522 **	-0.0323 **
Services	0.2177	0.4720			-0.2803	-0.0245
Variable dépendante ln (salaire)	9.8496	9.3206				
Variable indicatrice pour les femmes						-0.329913
R2						
nombre d'observations			0.5738 16 471	0.5038 14 738	0.5906 16 471	0.5267 14 738
						0.5741 31 209

Tous les coefficients sont significatifs à 5% sauf:
* significatif à 10%
** non significatif à 5 ou 10%.

TABLEAU B2

Estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes, 1996.

Variables	Moyenne		Coefficients estimés				
	Hommes X _m	Femmes X _f	Sans les variables profession et industrie (spécification 1)		Avec les variables profession et industrie (spécification 2)		
			Hommes b _m	Femmes b _f	Hommes b _m	Femmes b _f	
Constante	1.0000	1.0000	8.7753	8.3055	8.8941	8.7747	9.0366
Éducation							
Éducation (Aucun degré)	12.3956	12.7809	0.0680	0.0885	0.0636	0.0691	0.0636
Degré universitaire (Aucun certificat)	0.1646	0.1905	0.1240	0.2130	0.0842	0.1361	0.1262
Certificat	0.3386	0.3632	0.0914	0.1465	0.0639	0.1137	0.0988
Expérience							
Expérience	17.7267	16.9291	0.0681	0.0544	0.0612	0.0463	0.0518
Expérience2	470.8597	438.2658	-0.0010	-0.0009	-0.0009	-0.0007	-0.0008
Statut matrimonial							
(Marié)							
Célibataire	0.3287	0.2889	-0.3097	-0.1276	-0.2627	-0.1018	-0.1862
Veuf	0.0026	0.0120	-0.2429 *	-0.0527 **	-0.2597	-0.0260 **	-0.1358
Divorcé	0.0603	0.0935	-0.1595	-0.0151 **	-0.1267	0.0023 **	-0.0558
Langue							
(Anglais)							
Français	0.1307	0.1336	0.0266 **	-0.0405 **	0.0181 **	-0.0296 **	0.0007 **
Bilingue/anglais	0.0575	0.0767	-0.0106 **	-0.0223 **	-0.0142 **	-0.0456 **	-0.0189 **
Bilingue/français	0.1584	0.1426	0.0712	0.0800	0.0628	0.0573 *	0.0686
Bilingue/autre	0.0097	0.0111	0.0776 **	0.0507 **	0.0770 **	0.0276 **	0.0682 **

Tous les coefficients sont significatifs à 5% sauf:

* significatif à 10%

** non significatif à 5 ou 10%.

TABLEAU B2 (suite)

Estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes, 1996.

Variables	Moyenne		Coefficients estimés						
	Hommes X _m	Femmes X _f	Sans les variables profession et industrie (spécification 1)		Avec les variables profession et industrie (spécification 2)		Hommes bm	Femmes bf	Les deux Les deux
			Hommes bm	Femmes bf	Hommes bm	Femmes bf	Hommes bm	Femmes bf	Les deux
Région									
(Ontario)									
Atlantique	0.0974	0.0942	-0.1372	-0.2209	-0.1734	-0.2009	-0.1465	-0.2009	-0.1697
Québec	0.2731	0.2593	-0.1485	-0.0522 **	-0.1126	-0.0625 *	-0.1332	-0.0625 *	-0.1054
Manitoba/Sask	0.0708	0.0766	-0.1651	-0.1204	-0.1429	-0.1104	-0.1668	-0.1104	-0.1401
Alberta	0.1030	0.0946	-0.0571	-0.0944	-0.0749	-0.0760	-0.0451 *	-0.0760	-0.0602
C.-B.	0.1220	0.1204	0.0687	0.0516	0.0623	0.0564	0.0641	0.0564	0.0636
Semaines travaillées									
(49 à 52 semaines)									
1 à 13 semaines	0.0846	0.1017	-1.8043	-1.7881	-1.7983	-1.7748	-1.8117	-1.7748	-1.7999
14 à 26 semaines	0.1102	0.1207	-0.7973	-0.8399	-0.8184	-0.8172	-0.7966	-0.8172	-0.8128
27 à 39 semaines	0.0802	0.0815	-0.4364	-0.5028	-0.4637	-0.4761	-0.4295	-0.4761	-0.4513
40 à 48 semaines	0.1156	0.1283	-0.1244	-0.2214	-0.1758	-0.1995	-0.1208	-0.1995	-0.1643
Heures travaillées									
(40 à 44 heures)									
1 à 19 heures	0.2279	0.3090	-0.3265	-0.5413	-0.4501	-0.4884	-0.2964	-0.4884	-0.4020
20 à 29 heures	0.0396	0.1083	-0.4214	-0.5439	-0.5132	-0.4562	-0.3209	-0.4562	-0.4135
30 à 34 heures	0.0313	0.0753	-0.2642	-0.3302	-0.3077	-0.2537	-0.1936	-0.2537	-0.2264
35 à 39 heures	0.0971	0.1806	-0.0178 **	0.0128 **	0.0052 **	0.0010 **	-0.0019 **	0.0010 **	0.0095 **
45 à 49 heures	0.0767	0.0375	0.1095	0.0424 **	0.0889	0.0299 **	0.0949	0.0299 **	0.0797
50 heures et +	0.1834	0.0606	0.0639	0.0512 **	0.0604	0.0497 **	0.0545	0.0497 **	0.0547

Tous les coefficients sont significatifs à 5% sauf.

* significatif à 10%

** non significatif à 5 ou 10%.

TABLEAU B2 (suite)

Estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes, 1996.

Variables	Moyenne		Coefficients estimés			
	Hommes X _m	Femmes X _f	Sans les variables profession et industrie (spécification 1)		Avec les variables profession et industrie (spécification 2)	
			Hommes bm	Femmes bf	Hommes bm	Femmes bf
Profession (Clérical)						
Administration	0.1031	0.0576	0.3467	0.2136	0.2773	0.2773
Professionnel/technicien	0.1683	0.2249	0.2839	0.2283	0.2433	0.2433
Superviseur	0.0504	0.0224	0.1175	0.0327 **	0.0716	0.0716
Ventes et services	0.2208	0.3469	0.0004 **	-0.2298	-0.1397	-0.1397
Commerce	0.1334	0.0060	0.1881	0.0129 **	0.1427	0.1427
Travailleurs manuels	0.2420	0.0589	0.0500 *	-0.1103	-0.0205 **	-0.0205 **
Industrie (Gouvernement)						
Secteur primaire	0.0664	0.0246	-0.0305 **	-0.2400	-0.0890	-0.0890
Secteur manufacturier	0.1961	0.0818	0.0091 **	0.0314 **	-0.0008 **	-0.0008 **
Construction	0.0871	0.0149	-0.1111	-0.1017 **	-0.1008	-0.1008
Transport	0.1063	0.0428	-0.0220 **	0.1114	0.0135 **	0.0135 **
Commerce	0.1831	0.1823	-0.2482	-0.1915	-0.0247	-0.0247
Finance	0.0355	0.0726	-0.0677 **	-0.0374 **	-0.0719	-0.0719
Services	0.2441	0.5138	-0.3171	-0.2012	-0.2761	-0.2761
Variable dépendante ln (salaire)	9.8558	9.3997				
Variable indicatrice pour les femmes						
R2			0.5764	0.5562	0.5738	0.5922
nombre d'observations			14 882	13 724	28 606	28 606

Tous les coefficients sont significatifs à 5% sauf:
* significatif à 10%
** non significatif à 5 ou 10%.

TABLEAU C						
Estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes, 1996. (obtenu avec le deuxième échantillon)						
Variables	Moyenne		Coefficients estimés			
	Hommes Xm	Femmes Xf	Sans les variables profession, industrie et enfant		Avec les variables profession, industrie et enfant	
			Hommes bm	Femmes bf	Hommes bm	Femmes bf
Variable dépendante ln (salaire)	9.8698	9.4049				
Constante	1.0000	1.0000	8.8542	8.4263	8.9053	8.8485
Éducation						
Éducation (Aucun degré)	12.4173	12.7963	0.0619	0.0786	0.0610	0.0584
Degré universitaire (Aucun certificat)	0.1695	0.1907	0.1551	0.2541	0.1155	0.1769
Certificat	0.3346	0.3669	0.1082	0.1531	0.0722	0.1104
Expérience						
Expérience	17.8864	17.0885	0.0673	0.0541	0.0615	0.0535
Expérience au carré	477.8876	441.7610	-0.0010	-0.0009	-0.0009	-0.0009
Statut matrimonial						
(Marié)	0.3261	0.2859	-0.3254	-0.1031	-0.2616	-0.0828
Célibataire	0.0037	0.0134	0.1107 **	0.0604 **	0.1267 **	0.0865 **
Veuf	0.0611	0.0945	-0.1726	-0.0361 **	-0.1392	-0.0247 **
Divorcé						

Tous les coefficients sont significatifs à 5% sauf:

*significatif à 10%

**non significatif à 5 ou 10 %.

TABLEAU C (suite)

Estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes, 1996.
(obtenu avec le deuxième échantillon)

Variables	Moyenne		Coefficients estimés			
	Hommes Xm	Femmes Xf	Sans les variables profession, industrie et enfant		Avec les variables profession, industrie et enfant	
			Hommes bm	Femmes bf	Hommes bm	Femmes bf
Langue (Anglais)	0.1339	0.1396	0.0717	-0.0708 *	0.0596 *	-0.0557 **
Français	0.0610	0.0767	0.0225 **	0.0090 **	0.0380 **	-0.0114 **
Bilingue/anglais	0.1636	0.1439	0.0809	0.0331 **	0.0747	0.0124 **
Bilingue/français	0.0085	0.0105	-0.0534 **	0.1568	-0.0273 **	0.1594
Bilingue/autre						
Région (Ontario)	0.0978	0.0931	-0.1230	-0.1728	-0.1298	-0.1529
Atlantique	0.2773	0.2643	-0.1496	-0.0160 **	-0.1418	-0.0281 **
Québec	0.0717	0.0761	-0.1597	-0.1358	-0.1502	-0.1203
Manitoba/Sask.	0.1021	0.0985	-0.0342 **	-0.1256	-0.0316 **	-0.1088
Alberta	0.1194	0.1181	0.0947	0.0565	0.0977	0.0633
C.-B.						
Semaines travaillées (49 à 52 semaines)	0.0808	0.0998	-1.7467	-1.8295	-1.7580	-1.7858
1 à 13 semaines	0.1069	0.1151	-0.7798	-0.8929	-0.7856	-0.8515
14 à 26 semaines	0.0825	0.0787	-0.3947	-0.4800	-0.3897	-0.4456
27 à 39 semaines	0.1221	0.1266	-0.1192	-0.2050	-0.1178	-0.1777
40 à 48 semaines						

Tous les coefficients sont significatifs à 5% sauf:
*significatif à 10%
**non significatif à 5 ou 10 %.

TABLEAU C (suite)

Estimation des fonctions de revenus des hommes et des femmes, 1996.
(obtenu avec le deuxième échantillon)

Variables	Moyenne		Coefficients estimés			
	Hommes Xm	Femmes Xf	Sans les variables profession, industrie et enfant		Avec les variables profession, industrie et enfant	
			Hommes bm	Femmes bf	Hommes bm	Femmes bf
Heures travaillées (40 à 44 heures)						
1 à 19 heures	0.2277	0.2993	-0.3928	-0.5714	-0.3556	-0.5202
20 à 29 heures	0.0395	0.1125	-0.4193	-0.5173	-0.3274	-0.4211
30 à 34 heures	0.0310	0.0703	-0.2822	-0.2847	-0.2059	-0.2075
35 à 39 heures	0.0986	0.1851	-0.0352 **	0.0072 **	-0.0275 **	-0.0065 **
45 à 49 heures	0.0744	0.0405	0.0886	0.1000	0.0723	0.0809
50 heures et +	0.1821	0.0597	0.0735	0.0433 **	0.0670	0.0446 **
Présence des enfants (Pas d'enfants)						
Enfant(s) < 6 ans	0.1647	0.1574			0.0610	0.0346 **
Enfant(s) 6-14 ans	0.1486	0.1703			-0.0425 *	-0.1546
Enfant(s) 15 ans et +	0.1185	0.1376			-0.0200 **	-0.1088
Profession (Clérical)						
Administration	0.1035	0.0599			0.2788	0.2442
Professionnel/technicien	0.1729	0.2255			0.2580	0.2660
Superviseur	0.0510	0.0233			0.0845	0.1394
Ventes et services	0.2225	0.3408			-0.0309 **	-0.1982
Commerce	0.1334	0.0057			0.2066	0.0698 **
Travailleurs manuels	0.2379	0.0563			0.0279 **	-0.1458

Tous les coefficients sont significatifs à 5% sauf:

*significatif à 10%

**non significatif à 5 ou 10 %.

TABLEAU C (suite)

Estimation des fonctions de revenus de hommes et des femmes, 1996.
(obtenu avec le deuxième échantillon)

Variables	Moyenne		Coefficients estimés			
	Hommes Xm	Femmes Xf	Sans les variables profession, industrie et enfant		Avec les variables profession, industrie et enfant	
			Hommes bm	Femmes bf	Hommes bm	Femmes bf
Industrie (Gouvernement)						
Secteur primaire	0.0650	0.0230			0.0135 **	-0.0976 *
Secteur manufacturier	0.1917	0.0755			0.0541 *	0.0466 **
Construction	0.0894	0.0144			-0.0718	-0.0074 **
Transport	0.1097	0.0467			-0.0404	0.1299
Commerce	0.1861	0.1800			-0.2045 **	-0.2028
Finance	0.0352	0.0740			-0.0015 **	0.0015 **
Services	0.2399	0.5154			-0.3265	-0.2143
R2			0.5669	0.5398	0.5857	0.5648
nombre d'observations			14 855	13 763	14 855	13 763

Tous les coefficients sont significatifs à 5% sauf:

*significatif à 10%

**non significatif à 5 ou 10 %.

BIBLIOGRAPHIE

Baker, Michael, Dwayne Benjamin, Andrée Desaulniers, Mary Grant (1995), "The Distribution of the Male/Female Earnings Differentials: 1970-1990.", *Canadian Journal of Economics*, vol. 28 (3), pp. 479-501.

Brown, Randall S., Marilyn Moon, Barbara S. Zoloth (1980), "Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male/Female Earnings Differentials.", *Journal of Human Resources*, vol.15 (1), pp. 3-28.

Ehrenberg, Ronald G., Robert S. Smith, *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*, Scott, Foresman and Company, 1982.

Grenier, Gilles, Troy Joseph (1993), "The Dynamics of Gender-Wage Differentials and Discrimination in Canada.", Working Paper 9312E, Département de science économique, Université d'Ottawa.

Gunderson, Morley (1979) "Decomposition of Male-Female Earnings Differentials in Canada.", *Canadian Journal of Economics*, vol.12 (3), pp. 479-85.

Holmes, R. (1976) "Male-Female Earnings Differentials in Canada.", *Journal of human Resources*, vol.11, pp. 109-17.

Kidd, Michael P, Michael Shannon (1994), "An Update and Extension of the Canadian Evidence on Gender Wage Differentials.", *Canadian Journal of Economics*, vol. 27 (4), pp. 918-38.

Kidd, Michael P, Michael Shannon (1996), "Does the Level of Occupational Aggregation Affect Estimates of the Gender Wage Gap?", *Industrial & Labor Relations Review*, vol. 49 (2), pp. 317-29.

Miller, Paul W. (1987), "Gender Differences in Observed and Offered Wages in Canada, 1980.", *Canadian Journal of Economics*, vol. 20(2), pp. 25-44.

Neumark, David (1988), "Employers'Discriminatory Behavior and the Estimation of Wages Discrimination.", *The Journal of Human Resources*, vol. 23 (3), pp. 279-95.

Oaxaca, Ronald (1973), "Male-Female Wage Differentials in a Urban Labor Markets.", *International Economic Review*, vol. 14, pp. 693-709.

Polachek, Solomon William (1975), "Potential Biases in Measuring Male-Female Discrimination.", *Journal of Human Resources*, vol. 10, pp. 205-29.

Reimers, Cordelia W. (1983), "Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men.", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 65(4), pp. 570-579.

Robb, R.(1978) "Earnings Differentials Between Males and Females in Ontario.", *Canadian Journal of Economics*, vol. 11, pp.350-359.

Shapiro, D.M., et M. Stelner (1987) "The Persistence of the Male-Female Gap in Canada, 1970-1980: The Impact of Equal Pay Laws and Language Policies.", *Canadian Public Policy*, vol.13, pp. 462-476.

Treiman, Donald J., et Heidi Hartman (1981) "Women, Work, and Wages: Equal Pay for Equal Value." Washington, D.C.: National Academy Press.

Zabalza, A., Arrufat, J. (1985), "The Extent of Sex Discrimination in Great Britain", dans A. Zabalza et Z. Tzannatos, *Women and Equal Pay: The Effects of Legislation on Female Employment and Wages in Britain*, Cambridge University Press, Cambridge, 70-96.