



Munich Personal RePEc Archive

Gender wage gap : Discrimination or Human Capital? A subgroup approach

Etoundi Atenga, Eric Martial and Chameni Nembua,
Célestin and Meva Avoulou, Henri Joel

University of Yaounde II-Soa, University of Yaounde II-Soa,
University of Yaounde II-Soa

December 2013

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/64761/>
MPRA Paper No. 64761, posted 04 Jun 2015 22:35 UTC

Ecarts de salaire entre hommes et femmes au Cameroun : Discrimination ou Capital humain ? Une approche par sous groupes

Eric Martial ETOUNDI ATENGA

PhD Candidate, Quantitative Techniques Department, Faculty of Economic Sciences and
Management, University of Yaoundé II Telephone: (+237) 676 61 41 58; 690 78 63 04 / Courriel:
ericlefort2008@yahoo.fr

Célestin CHAMENI NEMBUA

Quantitative Techniques Department, Faculty of Economic Sciences and Management, University of
Yaoundé II Telephone: (+237) 677 95 19 27 / Courriel: Chameni@yahoo.fr

Henri Joel MEVA AVOULOU

PhD Candidate, Quantitative Techniques Department, Faculty of Economic Sciences and
Management, University of Yaoundé II Telephone: (+237) 676 99 39 17 49 Courriel:
joelmeva@yahoo.fr

Résumé

La population active s'est de plus en plus féminisée au Cameroun de 2000 à 2008 (MINPROFF, 2012). Les femmes reçoivent en moyenne un salaire inférieur à celui des hommes et le sexe reste un déterminant significatif de la position professionnelle au Cameroun. À partir de la méthode d'Oaxaca-Blinder (1973), ce travail se propose d'examiner la composition du gap salarial entre différents en sous groupes d'hommes et de femmes dans les secteurs privé et para public. Les résultats montrent que l'écart de salaire moyen en faveur des hommes s'élève à 8.8%. Ce gap est accentué chez les travailleurs âgés de plus de 70 ans. Les femmes de cette tranche d'âge sont celles qui sont le plus victimes de la discrimination. La part inexplicée s'élève à 70%. Par ailleurs, au fur et à mesure que l'on s'élève dans l'échelle des salaires, l'écart se creuse et la part de la discrimination progresse dans le gap salarial.

Mots clés : Décomposition de l'écart salarial, capital humain, discrimination, courbe de répartition des salaires, régression quantile.

abstract

The working population is becoming more and more feminized from 2000 to 2008 in Cameroon (MINPROFF, 2012). Women receive on average a salary lower than that of the men and the sex remains a significant determiner of the professional position in Cameroon. From method of Oaxaca-Blinder (1973), this work suggests studying gender wage gap composition in private and para public sectors between sub groups. Results show that the wage gap is estimated to 8.8% for men. This gap is higher for employees aged more than 70 years. Women of this class are more discriminated. Unexplained part is 70%. On the other hand, gap and the unexplained part is more and more high for highest wages

Keywords: Decomposition of wage gap, effects of structure, discrimination, curve of distribution of salaries, quantile regression.

1. Introduction

L'augmentation de la participation des femmes sur le marché du travail a donné une acuité nouvelle à la thématique de l'égalité professionnelle pour les pouvoirs publics dans notre pays (EESI, 2012). La littérature abondante en matière de genre laisse apparaître un écart salarial persistant entre sexes. Le travail féminin conserve des caractéristiques très marquées en termes de choix de segment d'occupation, de secteur d'activités, d'interruptions de carrières, de vie domestique et de ce fait continue à être moins bien rémunéré que celui des hommes (Becker, 1984 ; Nordman et Wolf, 2007 ; Mussida et Picchio, 2012). Cette situation des sexes sur le marché de l'emploi est vraie que ce soit pour les pays industrialisés que pour ceux en voie de développement malgré la mise en place de dispositifs visant l'égalité salariale dans les entreprises.

Des travaux ont tenté de montrer qu'il existe des variantes des ces écarts de salaire. En adoptant différentes approches (âge, nationalité, quantiles de salaire, etc.), ceux-ci mettent en évidence la variabilité de la composition des écarts suivant différents prismes étudiés. Sur données françaises, Meurs et Sophie (2000) montrent que l'écart salarial change selon la catégorie socioprofessionnelle et l'âge. Par ailleurs Il a été mis en évidence en Suède (Albrecht et al, 2003) que le gap suivant le genre est plus important pour les niveaux de salaire élevés.

La question des écarts de rémunération a été l'objet d'analyses multidimensionnelles dans les pays industrialisés, mais il n'en est pas le cas pour le Cameroun. L'essentiel des travaux se font de manière unidirectionnelle (Engama, 2009). Or, dans la plupart des pays d'Afrique sub-saharienne, l'inégalité entre hommes et femmes sur le marché du travail est très manifeste (Feunou, 2009). Par conséquent, elle ne saurait présenter la même configuration selon l'âge, la nationalité et l'échelle des salaires. Cette étude se propose d'analyser l'impact des différentes caractéristiques individuelles dans la composition du gap salarial entre hommes et femmes dans les secteurs privé et para public. Elle se propose de mesurer les effets liés aux différences de productivité et ceux liés à la discrimination dans la formation des disparités salariales entre différents sous groupes d'hommes et de femmes et d'examiner l'évolution des écarts de rémunération le long de l'échelle des salaires.

La méthodologie utilisée est le procédé de décomposition d'Oaxaca-Blinder (1973) dont l'implantation sera menée en deux étapes: il s'agit d'une part de décomposer l'écart de salaire selon l'âge et la nationalité en utilisant un modèle de régression linéaire estimé par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) ; et d'autre part, nous allons étudier la composition du gap salarial hommes-femmes le long de la courbe de répartition en se servant d'un modèle de régression par quantile. L'analyse mobilise à cet effet le fichier cotisant 2011 de la Caisse Nationale de Prévoyance Sociale (CNPS) qui retrace l'itinéraire professionnel et salarial d'un échantillon d'assurés des secteurs privé et parapublic en 2011.

2. Revue des travaux économétriques précurseurs et récents sur l'écart de salaire

2.1 Travaux économétriques portant sur les régressions linéaires

Les méthodes de régression linéaire sont largement celles qui sont utilisées dans les travaux mettant en évidence une décomposition de l'écart salarial hommes/femmes. L'analyse des écarts de salaires conduite ici ne porte alors que sur les salaires moyens, et non sur l'ensemble de la distribution.

Les travaux d'Oaxaca (1973) sur données américaines peuvent être considérés comme les pionniers en la matière. L'auteur propose une décomposition des écarts de rémunération horaire hommes/femmes entre les travailleurs blancs et noirs âgés de plus de 16 ans vivant en zone urbaine. Ses résultats montrent qu'en 1967, les hommes blancs avaient un salaire moyen de 54% supérieur à celui des femmes blanches tandis que les hommes noirs avaient un salaire moyen de 49% supérieur à celui des femmes noires. Cette approche par race conclut aussi que l'essentiel du différentiel de gains selon le genre reste fortement inexpliqué et peut être attribué à des pratiques discriminatoires.

D'un autre côté, l'investigation menée par Mincer et Polachek (1974) sur l'économie américaine en 1966 fait une décomposition du gap salarial horaire entre sexes selon le statut matrimonial chez les individus âgés de 30 à 44 ans. La conclusion de cette recherche est que le salaire horaire des hommes mariés est de 52% supérieur à celui des femmes mariées et de 16% supérieur à celui des femmes célibataires. Là encore, la discrimination reste assez prépondérante. La part de l'écart total inexpliqué par le modèle est comprise entre 55% (coefficient des hommes) et de 58% (coefficient des femmes) pour la comparaison hommes mariés/femmes mariées, et entre 60% (coefficient des femmes) et 93% (coefficient des hommes pour la comparaison hommes mariés/femmes célibataires).

Sur données françaises, Glaude (1987) et Lhéritier (1992) en se servant respectivement des enquêtes emploi-salaire 1985, et sur la structure des salaires 1986 analysent la composition de l'écart de salaire mensuel moyen chez tous les salariés à temps plein pour le premier et chez les salariés à temps plein de l'industrie et des services chez les individus âgés de 18 à 59 ans. Les estimations de ces auteurs aboutissent à des résultats sensiblement identiques. Pour Glaude (1987), en 1985, les hommes ont un salaire moyen de 25% supérieur à celui des femmes. L'écart inexpliqué par le modèle contribue à 14,5% en faveur des hommes, soit 58% de l'écart total. Lhéritier (1992) quant à lui trouve que l'écart inexpliqué est de 12,5% pour les travailleurs de sexe masculin dans l'industrie et de 11,3% dans les services. Également dans le contexte français, Thiry (1985) étudie les écarts pour une partie de la population couverte par l'enquête sur la structure des salaires en 1978 : les travailleurs manuels à temps plein des entreprises de plus de 10 salariés dans l'industrie. Il trouve que l'écart de salaire horaire est de 30% par rapport au salaire masculin.

Les effets de la discrimination varient de 40% à 50% lorsqu'on introduit dans son modèle les variables de qualification et le secteur d'activité.

Par ailleurs dans le cas du Canada, Drolet (2002) utilise un modèle de régression linéaire pour effectuer une décomposition de la fracture salariale horaire hommes/femmes. Ses estimations montrent que la part expliquée par le modèle classique (modèle obtenu en utilisant l'expérience de travail potentielle) est d'environ 9,2% à 37,4% et celle expliquée par le modèle augmenté¹ est de 29,2% à 49,3% (en utilisant l'expérience de travail réelle). Ce résultat est comparable à ceux obtenus pour d'autres pays (par exemple Wright et Ermisch, (1991) pour le Royaume-Uni ; O'Neill et Polachek (1993) pour les États-Unis).

Lors de sa présentation à la deuxième rencontre des dispositifs couplés employeurs-salariés², Aeberhardt (2004) fait une décomposition de l'écart salarial hommes/femmes sur les données de l'enquête sur la structure des salaires en 2002 en adoptant une approche par le statut de l'employé dans une régression linéaire des équations de salaires. En incorporant ainsi la position hiérarchique dans une décomposition de type Oaxaca-Blinder (1973), il trouve que l'écart salarial entre les hommes et les femmes non cadres est plus faible (22,8%) que celui des cadres (24,5%). L'écart selon le genre³ s'élève donc au fur et à mesure que l'on s'élève dans la hiérarchie professionnelle. Néanmoins la composition du gap salarial est essentiellement expliquée par des différences d'attributs individuels chez les cadres alors que la discrimination intervient beaucoup plus chez les non cadres.

Depuis le milieu des années 1990, de nombreuses études ont porté sur l'écart des salaires entre les femmes avec et sans enfant. Le constat d'un faible écart entre les femmes sans enfant et les hommes, et du niveau au contraire élevé de l'écart entre les femmes avec enfants et les hommes conduisait en effet à envisager les inégalités dues aux enfants comme un facteur crucial de la stagnation de l'écart des salaires entre les sexes (Waldfogel, 1998). Le « family pay gap », qui indique que les enfants réduisent – directement ou indirectement – la capacité de gain des femmes sur le marché du travail, serait d'autant plus susceptible d'expliquer une part importante de l'écart des salaires entre femmes et hommes que les mères sont plus présentes dans l'emploi. Plus généralement, on peut aussi souligner la perte de pouvoir explicatif des facteurs traditionnellement mobilisés pour expliquer les différences de rémunération selon le sexe, notamment l'écart des niveaux d'éducation.

De nombreuses études empiriques (Stratton, 1995 ; Beblo et Wolf, 2000 ; Phipps et al, 2001) ; confirment l'effet négatif des arrêts d'activité sur les salaires ainsi que l'effet différencié des interruptions selon leur motif – chômage, inactivité. Sur données françaises, il s'agit principalement des études de Colin (1999) et Meurs et Ponthieux (2000).

¹ Ce modèle est obtenu en ajoutant à l'équation traditionnelle de Mincer des variables comme la durée d'occupation de l'emploi, la situation syndicale, la taille de l'entreprise, l'état matrimonial, l'âge du plus jeune enfant, etc.

² Il s'agit là d'un atelier de travail organisé par l'INSEE

2.2 Littérature économétrique sur les régressions quantile

Contrairement aux approches quantitatives précédentes qui analysent la composition moyenne du gap de rémunération, la méthode basée sur les régressions quantiles proposent une décomposition le long de la courbe de répartition des salaires afin de mieux illustrer l'évolution des disparités sur l'ensemble de la distribution.

L'application des régressions quantiles dans les estimations des équations de salaires et des rendements de l'éducation a été initiée par Buchinsky (1994, 1995 et 1998) sur les données américaines. Bien que l'accent ait été mis sur les disparités de salaires parmi les femmes, son travail a eu une influence sur les études relatives aux écarts de salaires selon le genre, en particulier sur la procédure de correction du biais de sélection. A la suite de Buchinsky (1998), cette méthodologie a été adoptée par plusieurs auteurs. C'est le cas d'Albrecht et al (2003) qui en Suède, estiment les régressions quantiles et trouvent que le gap du logarithme de salaire est élevé en haut de la distribution de salaires. Albrecht et al (2004) utilisent également les régressions quantiles basées sur les méthodes de décomposition de Machado et Mata (2005) pour analyser le différentiel de salaires selon le genre au Pays-Bas. Le résultat de la décomposition révèle que l'essentiel de l'écart salarial est dû aux différences entre les rendements attribués au marché du travail plutôt qu'aux disparités des caractéristiques. Ce résultat traduit principalement un effet de plafond de verre⁴.

Contrairement aux études précédentes qui reposent sur les différents niveaux d'éducation individuels, certaines stratifient leurs échantillons par groupes d'éducation. Tel est le cas de De la Rica et al (2005) qui découvrent, en Espagne, qu'il y a un plafond de verre pour les plus éduqués tandis qu'il y a un plancher pour les moins éduqués. Ils démontrent qu'un argument moins convaincant agit dans le haut de la distribution. Les employeurs sont réticents à investir dans la formation des femmes compte tenu de ce qu'elles ont des opportunités d'occupation dans le ménage (travaux domestiques, garde des enfants, etc.). Ces barrières dressées contre elles font qu'elles n'aient pas les mêmes qualifications que les hommes et par conséquent ne peuvent prétendre aux mêmes rémunérations salariales.

D'autre part, une analyse comparative réalisée par Arulampalam et al (2004) qui estiment les régressions quantiles montrent comment le sexe affecte la distribution des salaires dans douze pays européens dans les secteurs public et privé. Leur résultat conduit à un écart important en haut de la distribution des salaires dans quatre pays (Danemark, Finlande, Italie et Pays-Bas), ce qui milite pour l'hypothèse d'un plafond de verre. La fracture salariale entre hommes et femmes apparait importante mais équitablement répartie vers le bas comme vers le haut de la distribution en Australie, Belgique, Espagne et France. Néanmoins, contrairement au secteur public, le secteur privé montre un très large écart

³ Cet écart est significatif à 1%.

⁴ Le terme plafond de verre illustre le fait que lorsqu'il n'existe aucune raison objective pour que les femmes ne s'élèvent pas comme les hommes jusqu'aux plus hautes fonctions, c'est une discrimination inhérente aux structures, aux dispositifs organisationnels des entreprises et à la société qui intervient.

salarial. De plus, Kee (2005) fait une analyse de l'écart de salaire dans les secteurs public et privé dans le marché du travail Australien. Elle révèle un important effet plafond de verre dans le secteur privé et conclut que le gap de rémunération observé dans les deux secteurs est le résultat des différences des rendements selon le sexe.

Dans les pays en développement en général et en Afrique en particulier, la littérature sur le genre est assez rare. Cependant, quelques études ont été menées au sujet de la discrimination dans l'écart salariale entre hommes et femmes sans toutefois utiliser les techniques des régressions quantiles (Winter, 1999 ; Rospabe, 2001 ; Hinks, 2002 ; Gruen, 2004 ; Nordman et al, 2009). Certains travaux adoptent néanmoins la méthodologie d'estimation des régressions quantiles. C'est le cas de Nielson et Rosholm (2001) qui analysent minutieusement les écarts de salaire entre hommes et femmes en dissociant le secteur public du privé dans le cas de la Zambie. Ils concluent qu'entre 1991 et 1993, les écarts de salaires selon le genre sont faibles dans le secteur privé dans le bas de la distribution, mais en 1996 cette faiblesse apparaît sur l'ensemble des quantiles. Ajward et Kurukulasuriya (2002) investiguent sur les disparités salariales selon l'ethnie et le genre dans le secteur formel au Sri Lanka. Ils découvrent que les primes des travailleurs masculins sont plus importantes en haut de la distribution des salaires. Nordman et Wolff (2007) examinent la pertinence de l'existence d'un plafond de verre au Maroc. Ils prennent en compte l'hétérogénéité des entreprises, proposent une décomposition des gains par quantiles et examinent les déterminants de l'écart de revenu selon le genre intra-entreprise. Ils trouvent que la différence de revenus est plus élevée en haut de la distribution des gains et qu'il se creuse.

3. Approche économétrique et quelques statistiques descriptives

3.1 la fonction de gains

La spécification de l'équation de gains a une forme Mincerienne, on fait dépendre le logarithme népérien des salaires mensuels $\log W$ à ensemble de déterminants qui couvrent deux grandes dimensions dont on cherche à évaluer l'effet respectif sur les écarts de salaires : le capital humain et la nationalité. Globalement,

$$\log W = X\beta + v \quad - 1 -$$

Présentons maintenant les variables de l'équation de salaire et les différents effets attendus. En dépit de la partition que l'on peut faire entre variables continues et variables discrètes, nous disposons d'une variable endogène et des variables explicatives.

— La variable expliquée : le logarithme du salaire

La variable dépendante de notre modèle est le logarithme naturel du salaire du salaire mensuel soumis à cotisation de l'individu. Il s'agit de la variable dont on essaie

d'expliquer la formation sur le marché du travail. Le fichier « cotisants 2011 » de la CNPS donne le salaire annuel soumis à cotisation qui cumule tous les salaires mensuels perçus.

— Les variables explicatives

Dans la spécification de Mincer (1974), une équation de salaire prend en compte deux types de variables : les variables de capital humain (l'expérience accumulée par l'individu sur le niveau d'études, le niveau d'études, l'ancienneté, etc.) et d'autres variables qui peuvent être institutionnelles, liées à l'emploi occupé ou au secteur d'activité, etc. Compte tenu des chiffres enregistrés au niveau de la CNPS, les variables retenues sont les suivantes :

- **Les variables de capital humain**

L'âge : il s'agit d'un indicateur de l'expérience professionnelle sur le marché du travail. De nombreux travaux dans la littérature économétrique (Benhayoun et Bazen, 1995, Arestoff, 2001) s'en servent comme variable de mesure. Le carré de l'âge quant à lui est lié au fait que plus l'individu vieillit moins il accumule du capital humain puisqu'il arrête de se former et donc le rendement salarial de l'expérience diminue. Il est supposé une relation quadratique entre l'âge et le salaire.

L'ancienneté est également définie comme variable explicative. Son utilisation est justifiée par les nombreux travaux économétriques qui illustrent ses rendements salariaux (Altonji et Williams, 1998). De surcroît, le carré de l'ancienneté est utilisé dans la mesure où plus un individu passe du temps dans une entreprise plus il a des promotions professionnels et salariales. Mais passer un certain âge, il peut être considéré comme obsolète et l'entreprise va faire confiance aux travailleurs plus jeunes qui constitueront l'avenir.

Le nombre d'enfants peut influencer la détermination des gains sur le marché du travail dans la mesure où en cas de maternité, les femmes ont tendance à marquer un temps d'arrêt à leur carrière, ce qui va impacter sur leur salaire. L'analyse de l'impact du nombre d'enfants sur les salaires s'inscrit dans la lignée des travaux sur le « family pay gap » ou discrimination salariale à l'encontre des mères. Des travaux économétriques ont également travaillé dans ce sens en montrant que plus une femme a d'enfants plus elle enregistre des interruptions de carrière et plus la progression de son salaire sera affectée (Meurs et Sophie, 2000 ; Meurs et Sophie, 2004). L'effet attendu du nombre d'enfants sur le salaire est négatif.

Les interruptions de carrières constituent également des déterminants importants dans la formation des salaires sur le marché du travail. C'est une hypothèse régulièrement admise par la théorie du capital humain. En effet, des interruptions de carrière occasionnent (quelle qu'en soit la cause chômage, inactivité, maternité, etc.) automatiquement un déficit d'expérience professionnelle. L'effet des interruptions de carrière sur les salaires des femmes serait potentiellement double : à la moindre accumulation d'expérience pourrait s'ajouter, selon l'hypothèse de Mincer et Polachek (1974) une dépréciation du capital humain. Mais de manière, l'effet escompté d'une interruption de carrière sur le salaire est négatif

- **La nationalité**

En plus des formes classiques de discrimination introduite dans l'analyse des salaires (sexe et race), l'effet de l'immigration peut avoir un effet dans la détermination du salaire d'un individu. Généralement, lorsqu'il y a mobilité transfrontalière de la main d'œuvre, les immigrés subissent des discriminations salariales par rapport aux nationaux. L'effet d'être un étranger devrait impacter négativement sur le salaire.

3.2 Le modèle de décomposition de l'écart de salaire

Afin d'expliquer les causes des différences observées sur le marché du travail, les économistes examinent d'abord les divers attributs apportés en milieu de travail par les salariés. Il n'existe pas d'ensemble universellement reconnu de variables de contrôle qu'il convient d'intégrer dans l'équation de Mincer. Toutefois, un fait stylisé est qu'il faut inclure des variables permettant de prendre en considération l'effet des facteurs liées aux qualités productives, comme la scolarité, l'expérience, le carré de l'expérience et de l'ancienneté dans l'emploi, l'état matrimonial, la présence d'enfants à la charge, l'affiliation syndicale, la région d'origine, etc.

C'est à la suite de ces considérations que dans deux travaux précurseurs, Oaxaca (1973) et Blinder (1973) ont proposé une mesure de l'écart salarial entre deux groupes d'individus (les hommes et les femmes, les blancs et les noirs, etc.)⁵ reposant sur la méthode dite de la méthode des résidus. Le but ultime est la décomposition du différentiel salarial en deux parties. La première partie est liée aux caractéristiques individuelles que l'on a précédemment relevées. Elle est calculée sur la base d'une différence entre la moyenne des variables explicatives des deux groupes : c'est l'écart expliquée. La deuxième partie de l'écart est liée aux différences de rendements des caractéristiques individuelles : c'est la partie non expliquée souvent reliée à la discrimination entre les parties. Concrètement soit les femmes « f » et les hommes « h » pris dans deux groupes. Les fonctions de gains sont donnés par :

$$\begin{aligned} \log w_i^b &= X_i^b \beta^b + v_i^b & i &= 1, \dots, N_b \\ \log w_j^f &= X_j^f \beta^f + v_j^f & j &= 1, \dots, N_f \end{aligned} \quad - 2 -$$

Soient les estimations par les MCO $\hat{\beta}^b = (X'^b X^b)^{-1} X'^b Y^b$ et $\hat{\beta}^f = (X'^f X^f)^{-1} X'^f Y^f$ du modèle $\log w^b$ et $\log w^f$ les moyennes respectives du logarithme des salaires des deux groupes h et f. On sait qu'on peut écrire d'après les MCO :

⁵ Cette méthode peut être généralisée à l'ensemble des variables à expliquer de nature quantitative comme le signale O'donnel et al (2008).

$$\begin{aligned}\overline{\log w^b} &= \overline{X^b} \hat{\beta}^b & - 3 - \\ \overline{\log w^f} &= \overline{X^f} \hat{\beta}^f\end{aligned}$$

L'écart salarial entre les hommes et les femmes est donc de la forme :

$$\overline{\log w^b} - \overline{\log w^f} = \overline{X^b} \hat{\beta}^b - \overline{X^f} \hat{\beta}^f \quad - 4 -$$

La décomposition d'Oaxaca (1973) et Blinder (1973) peut être exprimé comme suit :

$$\overline{\log w^b} - \overline{\log w^f} = (\overline{X^b} - \overline{X^f}) \hat{\beta}^b + \overline{X^f} (\hat{\beta}^b - \hat{\beta}^f) \quad - 5 -$$

L'écart entre les logarithmes des salaires estimé par les MCO qui vient d'être présenté est un écart moyen qui ne rend pas compte de la variation de celui ci le long de la courbe de répartition des salaires. En effet, il est possible que le différentiel de salaire entre les sexes évolue au fur et à mesure que l'on s'élève dans la hiérarchie des rémunérations. Les méthodes de régression par quantile (Annexe 3.2) révèlent une dispersion des valeurs de la différence de salaires que les modèles des MCO ne permettent pas de saisir (Drolet, 2002). L'écart entre les logarithmes des salaires des hommes et des femmes peut être exprimé (conformément à la notation de Mueller, 1998) de la façon suivante :

$$\begin{aligned}\overline{\log w_q^b} - \overline{\log w_q^f} &= \overline{X^b} \hat{\beta}_q^b - \overline{X^f} \hat{\beta}_q^f & - 6 - \\ \overline{\log w_q^b} - \overline{\log w_q^f} &= (\overline{X^b} - \overline{X^f}) \hat{\beta}_q^b + \overline{X^f} (\hat{\beta}_q^b - \hat{\beta}_q^f)\end{aligned}$$

Où $\overline{\log w_q^\Theta}$ est la moyenne du logarithme naturel du salaire mensuel pour le sexe $\Theta = f, b$ évalué au quantile q , $\hat{\beta}_q^\Theta$ est un vecteur des coefficients estimés pour le sexe Θ évalués au quantile q , $\overline{X^\Theta}$ est un vecteur des caractéristiques moyennes du travailleur de sexe Θ

3.3 Quelques statistiques descriptives

Le sort relatif des femmes peut être perçu comme le rapport du gain moyen des femmes par rapport à celui des hommes. Les résultats montrent que le salaire moyen des femmes s'élève à 223 074,4 tandis que celui des hommes est de 240 924,6 (Tableau 1), cela traduit le fait qu'en moyenne les salariés de sexe féminin gagnent 92,6% de ce que les hommes gagnent.

Les disparités les plus frappantes entre hommes/femmes sont celles qui existent entre les étrangers. Le sort relatif des travailleurs de sexe féminin immigrés au Cameroun est alors en moyenne plus déplorable que celui de leurs homologues masculin dans la mesure où elles ne perçoivent en moyenne que 51,5% de ce que gagnent les étrangers masculins. Il est aussi à souligner que la moyenne des salaires des travailleurs immigrés est supérieure à celle des salariés nationaux. Cela peut s'expliquer par le fait qu'ils occupent les postes les plus élevés dans les multinationales comme dans tous les autres pays de l'Afrique subsaharienne.

Tableau 1 : Ratios entre les gains des femmes et des hommes

Couverture	Gains moyens		Ratio femmes-hommes
	Hommes	Femmes	
	Francs Cfa		%
Ensemble des salariés	240 924,6	223 074,4	92,6
Nationaux	235 348,7	220 432,4	93,7
Etrangers	1 191 138	613 740,2	51,5
Sans enfants	221991	233698.1	105,3
Parents	269 787,9	194 627,2	72,1

Source : Fichier cotisants CNPS 2011, Stata 2011

L'analyse de la distribution des salaires (Tableau 2) fait ressortir des inégalités entre sexes le long de la courbe de répartition des salaires. Le revenu médian des femmes s'élèvent à 101 952 tandis que celui des hommes culmine à 118 403,5. C'est donc dire que les salariés hommes se positionnent mieux dans la hiérarchie des revenus par rapport à leurs homologues féminins. Paradoxalement, au sommet de la hiérarchie des salaires, un dixième des salariés de sexe féminin ont un salaire mensuel supérieur à 527 244,8 francs contre 512 410,6 francs seulement, pour leurs homologues masculins. Les femmes sont certes déclassées par rapport aux hommes, mais ce sont elles qui gagnent les salaires les plus élevés.

Globalement, les disparités salariales au sein de la population des hommes sont plus faibles qu'au sein de la population des femmes. Cela confirme bien les résultats précédents dans la mesure où, les femmes se situent entre les extrêmes dans le secteur formel : très mal classés par rapport aux hommes dans la classe moyenne et dans les bas revenus, elles occupent par contre les premiers rangs dans l'échelle des salaires. De plus, ces résultats

laissent apparaître un écart de salaire pas très important entre sexes soit un salaire moyen des hommes 7,4% plus élevé que celui des femmes.

Tableau 2 : Quelques statistiques descriptives

	Hommes (H)	Femmes (F)	[(H) -(F)]/(F) en %	Ensemble
Salaire moyen	240 924,6	223 074,4	7,4	236 530
Salaire médian	118 403,5	101 952	13,9	114 790,9
Maximum	3 080 000	2 060 000	45,5	3 080 000
Ecart type	486 067,4	375 624,2	/	461 397,5
D1	45 000	40 000	11,1	42 952,83
D9	512336,4	527239,7	-2,9	516 685,3
D9/D1	11,3	13,2	/	12,02
Effectifs	118 962	38 855	/	157 818

Source: Fichier cotisants CNPS 2011, Stata 2011

4. Des salaires des hommes plus élevés : une approche par sous groupes

Dans cette étude, une première décomposition de l'écart de salaire est faite sur l'ensemble de la distribution, elle analyse la composition de l'écart de salaire moyen entre les sexes. Une seconde décomposition est faite pour mieux examiner l'évolution de cet écart le long de la courbe de répartition des salaires.

4.1 Décomposition du gap salarial moyen : le salaire mensuel des femmes est inférieur de 8.8 % à celui des hommes

Compte tenu de la spécification assez restreinte des équations de gain⁶, l'on peut remarquer que ces variables n'expliquent qu'une faible partie de la variabilité des logarithmes des salaires mensuels. En effet, le coefficient de détermination dont le but est de tenir compte du nombre de facteurs déterminant la formation des salaires dans les deux groupes R^2 ne permet pas de conclure sur la bonne spécification des équations de gain. Il est de 0,1841 pour les femmes, 0,1870 pour les hommes et 0,1838 pour l'ensemble des salariés.

Cependant, les statistiques de Fischer sont significatifs à 1% ce qui implique que les variables prises expliquent globalement la détermination des salaires dans le secteurs privé et para public.les résultats des estimations (reportés au tableau 3, et détaillés en annexe) sont tout à fait usuels⁷ : les rendements du capital humain sont croissants avec

⁶ Cette restriction est liée à la limitation des informations enregistrées au niveau de la CNPS.

⁷ En référence aux différents résultats trouvés dans la littérature économétrique.

l'ancienneté. Quant aux coefficients de l'expérience professionnelle mesurée ici par l'âge, ils possèdent les signes attendus ; ainsi, le coefficient de l'expérience est positif et celui de l'expérience élevée au carré est négatif, dans le cas des deux sexes. Mais l'effet est beaucoup plus important chez les hommes (une année d'expérience supplémentaire fait croître le salaire de 5,6% chez les hommes contre 2,9% seulement chez les femmes). Il existe donc une relation quadratique entre l'expérience et le salaire dans le secteur privé cependant les rendements salariaux de l'expérience diminuent au fur et à mesure que les années passent.

On vérifie par ailleurs un effet négatif du nombre d'enfants sur le salaire estimé pour les femmes (tandis qu'il a un impact très minime pour les hommes). En effet, on remarque qu'un enfant supplémentaire fait subir des pertes de salaire d'environ 8,3% aux femmes tandis que cette perte ne s'élève jusqu'à 2,2% chez les hommes. Les effets de l'interaction entre la sphère productive et la sphère domestique dans la formation des inégalités salariales entre sexes postulés par Becker (1985) se vérifient bien dans nos estimations. Pour les théoriciens du capital humain, les caractéristiques de l'organisation de la vie domestique constituent des paramètres essentiels de la division sexuelle du travail. Le fait qu'en moyenne les femmes ont des caractéristiques productives observables, et par voie de conséquence des salaires différents des hommes est à chercher dans l'allocation au sein des couples du temps domestique. En effet, la spécialisation des femmes dans le travail domestique amplifie les disparités sexuelles. Les résultats de nos estimations montrent alors que l'effet du nombre d'enfants est beaucoup plus important chez les employés de sexe féminin par rapport à leurs homologues masculins à 95% de chance.

Mais un résultat assez surprenant est que le fait d'être un travailleur local a des incidences négatives sur la détermination du salaire à près de 80%. Ce résultat déjà observé dans les analyses descriptives illustre la situation de la segmentation des emplois sur le marché du travail camerounais. Une partie des postes mieux rémunérés est réservée aux ressortissants de ces pays. De plus il existe des avantages liés à l'expatriation⁸. Ces avantages sont nombreux: congés payés d'une durée plus longue, frais de transport et de voyage plus importants. Mais surtout l'indemnité d'expatriation ou d'éloignement

⁸ Ces avantages peuvent être tous les traitements susceptibles d'être évalués en nature ou en espèces, octroyés à un travailleur parce qu'il est immigré.

Tableau 3 : Equations de salaire des secteurs privé et para public

	femmes	hommes	ensemble
Variable dépendante : Log (salaire)			
âge	0,03 (6,19)**	0,06 (28,90)**	0,05 (29,00)**
âge au carré	-0,00035 (5,73)**	-0,00049 (20,77)**	-0,00046 (21,41)**
ancienneté	4,83e-02 (23,04)**	0,02 (49,25)**	2,20e-02 (60,43)**
ancienneté au carré	-0,00 (8,01)**	0,00 (43,82)**	0,00 (52,53)**
nombre d'enfants	-0,08 (22,70)**	-0,02 (17,99)**	-0,03 (23,88)**
nationalité	-0,82 (14,46)**	-0,79 (23,47)**	-0,80 (27,54)**
Interruption carrière	-0,55 (53,80)**	-0,45 (81,28)**	-0,48 (97,81)**
Sexe			-0,02 (3,79)**
constante	12,04 (113,13)**	11,29 (218,51)**	11,46 (251,25)**
R ²	0,18	0,19	0,18
F	1244,96	3877,41	4408,09
Prob> F	0,0000	0,0000	0,0000
N	38,599	117,958	156,557

Source : CNPS/Fichier cotisants 2011, Stata 11

Lecture: Les P-values sont entre parenthèses ; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$.

L'écart moyen observé entre les logarithmes des salaires des hommes et des femmes est de 0,0883185, cette différence en faveur des hommes est statistiquement significative au seuil de 95%. Cela signifierait qu'en moyenne le salaire mensuel moyen des hommes est supérieur à celui des femmes de près de 8,8%. Cependant, la détermination de cet écart est liée à des effets structurels rattachés aux différences de caractéristiques individuelles d'une part et à des phénomènes qui ne peuvent être expliqués que par des pratiques salariales discriminatoires (Tableau 4).

Les effets structurels représentent près de 77,4% des écarts de salaires dans le secteur privé et para public au Cameroun. C'est dire que ce sont les différences de caractéristiques individuelles qui expliquent la majeure partie de l'écart salarial entre les travailleurs des deux sexes. Notamment, l'on constate que les variables associées au capital humain expliquent la quasi-totalité de l'écart de rémunération. Elles représentent 80% de l'écart expliqué. Au Cameroun, l'entrée des hommes à l'activité économique se fait plus tôt

que celle des femmes. Par conséquent, les travailleurs de sexe masculin accumulent beaucoup plus d'expérience professionnelle et d'ancienneté. Ces résultats étaient déjà soulevés dans le chapitre précédent (section deux). L'effet de ces différences structurelles dans la composition de l'écart de salaire moyen apparaît dans la « part expliquée ». Plus précisément, la part expliquée (ou justifiée) de l'écart salarial correspond à la valorisation moyenne de ces différences.

La « part inexpliquée » est évaluée à partir de l'écart de rendement des caractéristiques entre hommes et femmes. Son estimation dérive des écarts de coefficients obtenus dans les équations de salaire. La portion de l'écart salarial imputable aux pratiques salariales discriminatoires est sous estimée. Néanmoins, cette sous estimation cache des réalités effectives. On note que les discriminations liées aux rendements du capital humain contribuent pour beaucoup à la détermination du différentiel des gains dans les secteurs privé et para public. Le tableau 4.2 montre que celles-ci représentent plus de 100% de l'écart salarial total. Cet effet est principalement corrigé d'autres variables omises dans notre étude⁹ qui contribuent à discriminer favorablement les femmes en limitant les effets de la différence de rendement du capital humain. Ces autres variables non observées dans notre étude contribuent ainsi à réduire le différentiel de salaire imputable à la discrimination. Au final, l'impact de la discrimination dans les inégalités salariales reste subordonné à celui des différences individuelles des salariés.

⁹ Ces variables sont captées par la constante.

Tableau 4 : Explication de l'écart de salaire hommes/femmes

Ecart Total	Logarithme moyen des hommes	11,83
		(4,212,60)**
	Logarithme moyen des femmes	11,74356
		(2,285,06)**
	Écart entre les logarithmes	8,83e-02
		(15,08)**
	Ecart expliqué	0,07
		(26,60)**
	Ecart inexpliqué	0,02
	(3,70)**	
Ecart Expliqué	Age	0,11
		(23,02)**
	Age au carré	-0,08257
		(18,14)**
	Ancienneté	5,52e-02
		(31,65)**
	Ancienneté au carré	0,00
		(2,12)*
	Nationalité	-0,00
		(2,10)*
	Nombre d'enfants	-0,02
	(23,31)**	
Interruption de carrière	0,01	
	(6,70)**	
Ecart Inexpliqué	Age	1,02
		(5,08)**
	Age au carré	-0,21503
		(2,07)*
	Ancienneté	-2,62e-01
		(13,34)**
	Ancienneté au carré	0,08
		(7,75)**
	Nationalité	0,03
		(0,35)
	Nombre d'enfants	0,04
		(16,08)**
	Interruption de carrière	0,07
		(8,40)**
Constante	-0,75	
	(5,60)**	
N		156,557

Source : CNPS/Fichier cotisants 2011, stata 11

Lecture: Les P-values sont entre parenthèses ; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$.

Par ailleurs l'examen de l'écart salarial par sexe montre qu'il y a une corrélation positive entre l'âge des travailleurs et l'écart salarial entre sexes. En effet, en 2011 l'écart salarial entre les hommes et les femmes âgés de 35 à 40 ans était inférieur de 90.3% à celui observé chez les travailleurs de plus de 70 ans (tableau 5). La plupart de ces disparités sont reliées à des actions discriminatoires. Parmi les groupes les plus discriminés dans le secteur privé et para public, il y a les femmes les plus âgées. Généralement les pratiques ségrégationnistes en matière de rémunération résultent du fait que l'entreprise n'a pas à conserver au sein de son personnel des personnes qui, du fait de leur âge, ne sont plus suffisamment productives dans le poste de travail auquel elles sont employées.

Tableau 5: Décomposition de l'écart salarial par tranche d'âge

Groupe d'âge	Décomposition de l'écart salarial		
	Prévu	Ecart expliqué	Discrimination
] 0, 20]	-0.1364403	-0,0430199	-0,0934204
] 20, 35]	-0.022754	-0,0030089	-0,0197451
] 35, 40]	0.0429245	0,0117128	0,0312117
] 40, 55]	0.1006163	0,0191521	0,0814643
] 55, 70]	-0,0496906	-0,0835942	0,0339036
70 et +	0,4686025	0,0324119	0,4361906

Source : CNPS/Fichier cotisants 2011, stata 11

D'un autre coté, Les résultats des estimations montrent que les travailleurs nationaux de sexe féminin en raison de leur déficit de capital humain (Annexe1) perçoivent des salaires moins élevés que leurs homologues de sexe opposé (tableau 6). En effet, la part expliquée contribue à près de 90% du total du gap salarial. Ce dernier est par ailleurs moins important pour les travailleurs immigrés (soit 3,5% contre 8,9%).

Tableau 6: Décomposition de l'écart salarial par nationalité

Nationalité	Décomposition de l'écart salarial		
	Prévu	Ecart expliqué	Discrimination
Cameroun	0,0894408	0,0701234	0,0193174
Etranger	0,03543	-0,0073223	0,0427523

Source : CNPS/Fichier cotisants 2011, stata 11

L'un des principaux inconvénients de la décomposition de l'écart salarial qui vient d'être présentée tient au fait qu'elle ne renseigne que sur la différence moyenne de rémunération et qu'elle repose sur l'idée que la valeur de l'écart salarial et ses composantes ne varient pas le long de la courbe de répartition des salaires. La section qui suit se propose alors de faire une segmentation des écarts de salaire sur l'ensemble de la courbe de répartition.

4.2 Le plafond de verre des secteurs privé et para public : une approche par quantiles conditionnels

L'hypothèse de plafond de verre surtout mis en évidence dans les pays développés suppose qu'au fur et à mesure que l'on s'élève dans l'échelle des salaires plus l'écart de rémunération devient important entre les hommes et les femmes. En estimant les équations de salaire des secteurs privé par quantiles conditionnels, l'on se propose ici d'illustrer comment l'écart selon le sexe croît avec la distribution.

Les résultats des équations de salaires donnés dans le tableau 7 correspondent aux quantiles 10, 25, 50, 75 et 90 de la distribution des salaires. Les différentes régressions quantiles fournissent des coefficients permettant de savoir éventuellement si les rendements des caractéristiques observables diffèrent selon le sexe et comment ces différences évoluent avec la distribution des salaires.

Les coefficients de l'âge sont tous positifs et significatifs, mais les coefficients du carré de l'âge et de l'ancienneté lorsqu'ils ne sont pas nuls ont un impact négatif sur le salaire quelque soit le quantile de salaire. Cela montre que leurs contributions à l'explication des gains sont positives et que le salaire croît avec l'âge jusqu'à un certain niveau au-delà duquel une année additionnelle a un effet négatif sur le salaire.

De façon systématique, les rendements de la vie familiale se traduisent par un effet négatif et significatif du nombre d'enfants et des interruptions de carrière sur le salaire. Dans l'ensemble, les rendements du nombre d'enfants tendent à jouer un rôle majeur au fur et à mesure que l'on s'élève dans la distribution. Les seules anomalies apparaissant au 25^{ème} centile chez les hommes et au 90^{ème} centile chez les femmes. Quand bien même le nombre d'enfants impacterait négativement sur la rémunération, l'effet est toujours plus important chez les femmes que chez les hommes confirmant alors l'effet du family pay gap ou discrimination à l'encontre des femmes mères.

Par ailleurs les différentes interruptions de carrière ont des rendements différents selon le quantile de salaire et le sexe du salarié. Leur rendement est négatif et plus important pour les quantiles élevés de salaire aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Il semblerait que plus on a un salaire élevé, moins les employeurs dans les secteurs privé et para public au Cameroun ont tendance à être tolérants sur les interruptions de carrières.

Ecart de salaire entre hommes et femmes au Cameroun :
Discrimination ou Capital humain ?
Une approche par sous groupes

Tableau 7 : Equations de salaire par quantile des hommes

	q=10		q=25		q=50		q=75		q=90	
	hommes	femmes	hommes	femmes	hommes	femmes	hommes	femmes	hommes	femmes
âge	0,033 (15,45)**	0,017 (3,70)**	0,039 (21,10)**	0,025 (5,14)**	0,050 (21,57)**	0,041 (6,47)**	0,074 (23,50)**	0,034 (4,86)**	0,094 (24,92)**	0,018 (2,40)*
âge au carré	-0,000408 (16,06)**	-0,000217 (3,81)**	-0,000411 (18,55)**	-0,000320 (5,16)**	-0,000393 (14,12)**	-0,000516 (6,41)**	-0,000571 (15,13)**	-0,000382 (4,33)**	-0,000752 (16,45)**	-0,000162 (1,72)
ancienneté	2,167e-02 (46,76)**	3,473e-02 (18,50)**	2,343e-02 (60,71)**	3,592e-02 (17,38)**	1,940e-02 (40,87)**	3,939e-02 (14,19)**	1,638e-02 (25,64)**	5,670e-02 (17,58)**	1,473e-02 (19,72)**	7,119e-02 (19,24)**
ancienneté au carré	0,000 (46,80)**	-0,000	0,000 (7,57)**	-0,000	0,000 (3,32)**	-0,000	0,000 (1,79)	-0,001	0,000 (7,44)**	-0,001
nombre d'enfants	-0,008 (5,44)**	-0,033 (10,56)**	-0,006 (4,65)**	-0,044 (12,37)**	-0,016 (10,67)**	-0,085 (17,49)**	-0,032 (16,06)**	-0,053 (19,02)**	-0,053 (21,14)**	-0,053 (15,07)**
Nationalité	0,009 (0,25)	-0,132 (2,64)**	-0,136 (4,31)**	-0,560 (10,20)**	-0,553 (13,82)**	-0,944 (12,56)**	-1,348 (24,27)**	-0,978 (11,08)**	-1,904 (28,43)**	-0,918 (9,18)**
interruptions de carrière	-0,349 (55,81)**	-0,275 (29,77)**	-0,391 (74,07)**	-0,369 (36,60)**	-0,485 (73,93)**	-0,809 (59,91)**	-0,520 (57,10)**	-0,705 (44,79)**	-0,448 (40,15)**	-0,386 (21,55)**
constante	10,209 (179,62)**	10,492 (106,66)**	10,490 (214,01)**	11,099 (104,19)**	11,060 (179,94)**	12,071 (85,66)**	11,922 (142,64)**	12,790 (80,95)**	12,592 (126,63)**	13,351 (79,04)**
N	117,958	38,599	117,958	38,599	117,958	38,599	117,958	38,599	117,958	38,599

Source : CNPS/Fichier cotisants 2011, stata 11

Lecture : Les P-values sont entre parenthèses ; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

Au final, des différences apparaissent dans les rendements des caractéristiques entre hommes et femmes dans les secteurs privé et para public au Cameroun et ces rendements varient avec les quantiles. Dans le but de mieux cerner ces disparités, l'on se propose d'analyser la composition du gap salarial le long de la courbe de répartition. La décomposition à ce niveau vise à mettre en évidence l'existence des barrières invisibles qui freinent la progression des femmes dans la hiérarchie des salaires.

L'analyse des écarts de salaire faite dans la première articulation de cette section estime une différence absolue des salaires entre les différents sous groupes d'hommes et de femmes. Hors l'examen de la courbe de répartition des salaires montrent que les écarts hommes/femmes se comportent différemment selon que l'on soit dans le haut ou le bas de l'échelle des rémunérations. L'écart salarial varie tout le long de la courbe de distribution des salaires, mais c'est à l'extrémité inférieure de cette distribution qu'elle est la plus importante (les salaires des hommes sont inférieurs de près de 5,4% à ceux des femmes) et à l'extrémité supérieure qu'elle a été la plus importante (en effet l'écart se renverse et devient favorables aux hommes à près de 9,2% par rapport à la situation salariale des femmes).

Dans le bas de l'échelle (au dixième centile), l'on remarque que l'écart estimé entre la moyenne des logarithmes des salaires mensuels des hommes et des femmes est de 0,0537952. Mais cette fois ci l'écart se fait au profit des salariés de sexe féminin avec une garantie de 95%, en remontant un peu plus au vingt cinquième centile, l'on remarque que celui ci commence à devenir favorable aux hommes. Au cinquantième centile, l'écart est l'un des plus élevé (le salaire des hommes est supérieur à celui des femmes de 9,1 points). Les écarts dans les secteurs privé et para public entre hommes et femmes au Cameroun sont les plus élevés parmi les hauts salaires (Tableau 8).

Tableau 8: Décomposition des disparités le long de la courbe de répartition des salaires

	Écarts entre les logarithmes des salaires		Décomposition de l'écart salarial	
	Réel $\overline{\log w_q^b} - \overline{\log w_q^f}$	Prévu $\overline{X^b \hat{\beta}_q^b} - \overline{X^f \hat{\beta}_q^f}$	Ecart expliqué $(\overline{X^b} - \overline{X^f}) \hat{\beta}_q^b$	Discrimination $\overline{X^f} (\hat{\beta}_q^b - \hat{\beta}_q^f)$
10 ^e centile	-0,05394	-0,0537952	-0,0024575	-0,0513377
25 ^e centile	0,00795	0,0080449	-0,0035434	0,0115883
Médiane	0,09142	0,0914037	0,0095599	0,0818438
75 ^e centile	0,03071	0,0303961	0,0053224	0,0250737
90 ^e centile	0,09254	0,0924191	-0,0154075	0,1078266

Source : CNPS/Fichier cotisants 2011, stata 11

Mais en plus du fait qu'il y ait variabilité des différentiels de rémunérations tout au long de la courbe de répartition, l'on remarque que la composition de l'écart salarial se modifie progressivement avec une montée de la discrimination salariale au fur et à mesure que l'on s'élève dans l'échelle des salaires. En effet, il est important de signaler que l'importance du rôle joué par les facteurs pertinents dans la composition de l'écart de salaires varie au fur et à mesure que l'on se déplace dans l'échelle des salaires.

Au dixième centile, les différences structurelles entre sexes ne constituent que 5.5% de l'écart salarial observé. La discrimination salariale dans le bas de l'échelle se fait donc aux dépens des hommes. L'explication peut être liée au fait que les femmes sont souvent privilégiées pour les postes les moins bien rémunérés en sachant qu'elles n'ont pas une grande mobilité salariale. Les hommes présents dans le bas de l'échelle sont surtout les jeunes qui n'ont pas encore accumulé un capital humain important et qui subissent par ailleurs une discrimination du fait de leur âge¹⁰. Concrètement, les hommes subissent de graves discriminations salariales dans le plus bas de l'échelle des revenus puisque la plupart de l'écart de salaire avec les femmes est « inexplicable ».

Comparativement à la différence de salaires absolue prévue calculée d'après les attributs du travailleur type, les différences entre les caractéristiques observables hommes-femmes contribuent à 9.9% et 16.7% seulement de la différence de rémunération respectivement aux 50^{ème} et 75^{ème} centiles, mais réduisent l'écart de salaire de près de 43.75% au 25^{ème} centile. Ces résultats donnent à penser que la part de l'écart imputable aux hommes et aux femmes qui possèdent des caractéristiques moyennes différentes ne représentent pas réellement les disparités observées le long de la courbe de répartition des revenus salariaux. De plus, les écarts dans le premier centile se font au profit des femmes alors que dans le quatre vingt dixième centile, il se fait largement en faveur des hommes.

En résumé, il en ressort que dans le secteur privé et para public, les écarts de salaire mensuel sont les plus forts parmi les salaires les plus élevés¹¹ et les plus faibles. L'écart entre le salaire mensuel moyen soumis à cotisation des hommes et celui des femmes est de 5% et de 9% respectivement parmi les salariés du centile le plus faible et le plus élevé alors qu'il est quasiment insignifiant dans les autres quartiles. En effet, les disparités salariales au sein des centiles intermédiaires sont réduites du fait de la faible dispersion et de la forte concentration des salaires mensuels au milieu de l'échelle : au sein des troisième, quatrième, cinquième, sixième et septième déciles, l'écart type reste inférieur à 17 000. Aussi dans ces déciles, le salaire mensuel le plus faible n'est d'environ que de 10 000 francs Cfa inférieur par rapport au salaire mensuel le plus élevé du décile. Dans le haut et le bas de la distribution, par contre, les salaires mensuels sont en revanche très étalés par rapport à la moyenne.

¹⁰ Il est toutefois important de rappeler que dans notre base, les individus âgés de 35 ans au plus représentent 38.4% de la population totale.

¹¹ Confirmant ainsi l'effet plafond de verre dans le secteur privé et para public au Cameroun.

6. Références bibliographiques

- Abessolo Y. (1997), *Capital humain, salaires et segmentation du marché du travail en économie sous-développée: le cas du Cameroun*. Thèse nouveau régime pour le Doctorat ès Sciences économiques. Université Montesquieu - Bordeaux IV.
- Aeberhardt R. (2004), *Ecart salarial suivant l'origine nationale. Utilisation des données appariées employeurs-employés*. INSEE, 2^{ème} rencontre des dispositifs couplés employeurs/salariés.
- Ajward M. et Kurukulasuriya (2002), « Ethnic and Gender Wage disparities in Sri Lanka », *World Bank Research Working Paper*, n°2859, vol. 1, pp. 54- 96.
- Albrecht J., Björklund A. et Vroman S. (2003), « Is there a glass ceiling in Sweden? », *Journal of Labor Economics*, 21(1): 145-178.
- Albrecht J., Vureen A. et Vroman S. (2004), « Decomposing the gender wage gap in the Netherlands with sample selection adjustments », *IZA Discussion Paper*, n°1400
- Altonji J. et Blank R. (1999), « Race and Gender in the Labor Market », in O. ASHENFELTER et D. CARD (éds), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3C, Elsevier Science, North-Holland, p. 3 143-3 259.
- Aigner D. et Cain G. (1977), « Statistical Theories of Discrimination in Labor Market », *Industrial and Labor Relations Review*, 30(2): 175-187.
- Arrow K. (1972a), « Models of Job Discrimination », in A. PASCAL (éd.), *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington Books : DC Heath, chapter 4, p. 83-102.
- Arrow K. (1972b), « Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market », in A. PASCAL (éd.), *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington Books: DC Heath, chapter 6, p. 187-203.
- Arrow K. (1973), « The Theory of Discrimination », in O. ASHENFELTER et A. REES (éds), *Discrimination in Labor Markets*, Princeton University Press, p. 3-33.
- Arulampalam W., Booth A. et Bryan M. (2004), « Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wages distribution », dans *IZA Discussion Paper*, n°1373.
- Banque Mondiale (2012), *Dynamiser le marché du travail .Point sur la situation économique du Cameroun*. Rapport spécial emploi, bureau du Cameroun.

Becker G. (1957), *The Economics of Discrimination*, second edition, The University of Chicago Press Economics.

Becker G. (1964), *Human Capital*, New York, Columbia University Press, National Bureau of Economic Research, 2^{ème} édition, 1975.

Benhayoun G. et Bazen S. (1995), « Salaire-éducation au Maroc », dans *Région et développement*, n°1, pp. 1-16.

Bergmann B. (1971), « The Effect on White Incomes of Discrimination in Employment », dans *Journal of Political Economy*, 79(2): 294-313.

Bergmann B. (1974), « Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race and Sex », dans *Eastern Economic Journal*, 1(2-3) :103-110.

Black D. (1995), « Discrimination in an Equilibrium Search Model », *Journal of Labor Economics*, 13(2): 309-334.

Blau F. (1998), « Trends in the Well-Being of American Women, 1970-1995 », *Journal of Economic Literature*, 36(1): 112-165.

Blau F. et Khan L. (1981). "Race and Sex Differences in Quit Rates by Young Workers", *Industrial and Labour Relations Review*, vol. 34, pp. 563-577.

Blinder A. (1973), «Wage discrimination: reduced forms and structural estimates», *Journal of Human Resources*, Volume 8, n° 4, pp.436-455.

Bowlus A. et Eckstein Z. (1998), « Discrimination and Skill Differences in a Equilibrium Search Model », *CEPR Discussion Paper Series*, n°1859 (April).

Brinch C. (1999), « Statistical Discrimination and the Returns to Human Capital and Credentials », *Working papers – Department of Economics – University of Oslo*, n°36.

Buchinsky M. (1994), « Changes in the US Wage Structure 1963-1987: An application of Quantile Regression », dans *Econometrica*, vol. 62, pp. 405-458.

Buchinsky M. (1995),« Quantiles Regression Box Cox Transformation Model and Changes in the Returns to Schooling and Experience », dans *Journal of Econometrics*, vol. 65, pp. 109-154.

Buchinsky M. (1998), « The dynamics of Changes in the Female Wage Distribution in the USA: A Quantile Regression Approach », dans *Journal of Applied Econometrics*, vol. 13, pp. 1-30.

Cain G. (1986), « The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey », in O. ASHENFELTER et R. LAYARD (éds), *Handbook of labor Economics*, vol. 1, Elsevier Publishing Company, p. 693-785.

Daly A., Kawaguchi A., Meng X. et Mumford K. (2006), « The Gender Wage Gap in Four Countries », *IZA Discussion Papers n°1921 (January)*.

De la Rica S. Dolado J. et Llorens S. (2008), « Ceiling and floors: Gender wage gaps by education in Spain », dans *Journal of population economics*, forthcoming.

Drolet M. (2002), « Écart salarial entre hommes et femmes », dans *Statistique Canada*, n°75-001-XPF.

Edgeworth F.(1922), « Equal Pay to Men and Women for Equal Works », *The Economic Journal*, 32(128) : 431-457.

England P. (1984), « Wage Appreciation and Depreciation: A Test of Neoclassical Economic Explanations of Occupational Sex Segregation », *Social Forces*, 62(3): 726-749.

England P., Farkas G., Kilbourne B. et Dou T. (1988), « Explaining Occupational Sex Segregation and Wages: Findings from a Model with Fixed Effects », *American Sociological Review*, 53(4): 544-558.

England, P. (1992), *Comparable Worth: Theories and Evidence*, New York: Aldine De Gruyter.

EESI (2012), *Phase 1 : Enquête sur l'emploi*. Rapport principal, Deuxième enquête sur l'emploi et le secteur informel au Cameroun.

Feunou K. (2009), « Discrimination en genre sur le marché du travail et pauvreté monétaire au Cameroun », Consulté sur www.erd.eui.eu/media/kanmi.pdf.

Glaude M. (1987), « Structure des salaires en France en 1986 », *Données Sociales (5)*

Gruen C. (2004), « Direct and Indirect Gender wage discrimination in the new south Africa », *International Journal of Manpower*, vol. 18, n° 3-4, pp. 321-342.

Hansen J. et Wahlberg R. (2000), « Occupational Gender Composition and Wages in Sweden », *IZA Discussion Papers* 217 (November).

Havet N. (2004), « Ecart salariaux et disparités professionnelles entre sexes : développements théoriques et validité empirique », *L'Actualité économique*, n° 1, pp. 5-39

Hinks T. (2002), « Gender Wage differentials and Discrimination in the new South Africa », *Applied Economic*, vol. 34(16), pp. 2043-205

INS (2012), *Autonomiser les femmes rurales pour éradiquer la faim et la pauvreté. Que révèlent les indicateurs ?* Rapport de la 27^{ème} édition de la journée internationale de la femme.

Kassenböhmer S. et Sinning M. (2010), « Distributional Changes in the Gender Wage Gap », *IZA Discussion Papers n°5303 (November)*.

Kee H. (2005), « Glass ceiling or sticky floor? Exploring the Australian gender gap pay using quantile regression and counterfactual decomposition methods », *The Australian National Discussion Paper*, n°487, pp. 78-96

Lazear, E. et Rosen S. (1990), « Male-Female Wage Differentials in Job Ladders », *Journal of Labor Economics*, 8(1): S106-S123.

Le Minez S. et Roux S. (2001) « Les écarts de revenu salarial entre hommes et femmes en début de carrière », *INSEE Première*, août.

Lhéritier J. (1992), « Les déterminants du salaire », dans *Economie et statistique*, n°257, pp.65-76

Lundberg S. et Startz R. (1983), « Private Discrimination and Social Intervention in Competitive Labor Market », *American Economic Review*, 73(3): 340-347.

Machado J.A. et Mata J. (2005), « Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20(4), pp. 445-465.

Manga E. (2009), « Théorie et évidence de l'effet plafond de verre dans le secteur privé au Cameroun ». Consulté sur www.erd.eui.eu/media/mangaengama.pdf.

Meurs D. et Ponthieux S. (2000), « Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes », dans *économie et statistique*, n° 337-338, pp. 135-158

Meurs D. et Ponthieux S. (2004), « Les écarts de salaires entre les femmes et les hommes en Europe effets de structures ou discrimination ? », dans *Revue de l'OFCE*, n°90, pp. 154-19

Mincer J. (1958), "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution", *Journal of Political Economy*, vol. 6, pp. 281-302.

Mincer J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York, Columbia University Press for National Bureau of Economic Research.

Mincer J. et Polachek S. (1974), « Family Investments in Human Capital: Earnings of Women », *Journal of Political Economy*, 82(2): S76-S108.

Mueller R. (1998), «Public-private sector wage differentials in Canada: evidence from quantile regressions », *Economics Letters*, vol.60, n°2, pp. 229-235.

Mussida C. et Picchio M. (2012), « The Gender Wage Gap by Education in Italy ». *IZA Discussion Papers*, n°6428 (March).

Nielson H. et Rosholm M. (20001), « The public-private Wage Gap in Zambia in the 1990s, a quantile regression approach », *Empirical Economics*, vol. 26(3), pp. 693-709.

Neumark D. (1999), « Wage Differentials by Race and Sex: The Roles of Taste Discrimination and Labor Market Information », *Industrial Relations*, 38(3): 414-445.

Nordman C. et Wolff F. (2007), « Is there a glass ceiling in Morocco? Evidence from matched worker-firm data », *DIAL Working Paper*, DT/2007-04, DIAL, Paris.

Nordman C., Robillard A. et Roubeaud F. (2009), « Decomposing Gender and Ethnic Earnings Gaps in Seven West African Cities », IZA/World BANK Conference, *Employment & development*, Bonn, pp. 15

Oaxaca R. (1973), «Male-female wage differentials in urban labor markets», *International Economic Review* n° 14, pp.693-709.

Oaxaca R. et Ransom M.(1994), «On discrimination and the decomposition of wage differentials », *Journal of Econometrics*, 61(1), pp. 5-21.

Oettinger, G. (1996), « Statistical Discrimination and the Early Career Evolution of the Black-White Wage Gap », *Journal of Labor Economics*, 14(1): 52-78.

O'Donnell O., Van Doorslaer E., Wagstaff A. et Lindelow M. (2008), « Analysing Health Equity Using Household Survey Data. A guide to Techniques and their Implementation », Washington, DC / The World Bank.

O'Neill J. et Polachek S. (1993), « Why the Gender Gap in Wages Narrowed in the 1980s? », *Journal of Labor Economics*, 11(1): 205-228.

Phelps E. (1972), « The Statistical Theory of Racism and Sexism », *American Economic Review*, 62(4): 659-661.

Polachek S. (1978), "Sex Differences in College Major", *Industrial and Labour Relations Review*, vol.31, pp. 498-508.

Polachek S. (1979), « Occupational Segregation Among Women: Theory, Evidence, and a Prognosis », in C. LLOYD, E. ANDREWS et C. GILROY (éds), *Women in the Labor Market*, Columbia University Press, chapter 9, p. 137-157.

Polachek S. (1985), « Occupational Segregation: A Defense of Human Capital Predictions », *Journal of Human Resources*, 20(3): 437-440.

Rosen A. (1998), « Search, Bargaining and Employer Discrimination », *Uppsala – Working Papers Series*, 13 (June).

Rospabe S. (2001), « An empirical evaluation of gender discrimination in employment occupation and wage in South Africa in late 1990s », Mimeographed University of Cape Town.

Rothschild M. et Stiglitz J. (1982), "A Model of Employment Outcomes Illustrating the Effect of the Structure of Information on the Level and Distribution of Income", *Economics Letters*, 10: 231-236.

Sasaki M. (1999), "An Equilibrium Search Model With Coworker Discrimination", *Journal of Labor Economics*, vol.17, pp. 377-407.

Sattinger M. (1996), "Search and Discrimination", *Labour Economics*, vol.3, pp. 143-167

Schultz T. (1961), « Investment in Human Capital », *American Economic Review*, vol. 51 pp. 1-17.

Schultz T. (1964), *The Economic Value of Education*, Columbia University Press.

Thiry B. (1985), « la discrimination salariale entre hommes et femmes sur le marché du travail en France », in *Annales de l'INSEE*, n°58, avril-Juin, pp 175-195.

Tsafack N. (1999), *Syndicats et performances économiques. Analyse et réfutations au Cameroun*. Thèse pour l'obtention d'un Doctorat d'Etat ès Sciences économiques, Université de Yaoundé II.

Waldfogel J. (1998), « Understanding the "family gap" in pay for women with children », *Journal of Economic Perspectives*, 12(1), pp. 137-56.

Winter C. (1999), « Women workers in South Africa: participation, pay and prejudice in the formal labour market », *World Bank Informal Discussion Paper Series*.

Wobou H. N. (2006), *Genre et marché du travail au Cameroun*. Mémoire de Master 2 de statistique Appliquée. Université de Yaoundé I-Ecole Nationale Supérieure de Polytechnique.

Wright R. et Ermisch J., (1991), « Gender Discrimination in the British Labour Market: a Reassessment », *Economic Journal*, n°406, vol. 101, pp. 508-522

Yecke M. (1996), *Migrations internes et différentiels de revenus au Cameroun*. Thèse pour l'obtention du Doctorat de troisième cycle ès sciences économiques. Université de Yaoundé II

Zellner H. (1975), « The Determinants of Occupational Segregation », in C. LLOYD (éd.), *Sex, Discrimination and the Division of Labor*, Columbia University Press, chapter 5, p. 125-145.

7. Annexe

Dans le cas d'une équation de salaire, le modèle de régression par quantile s'écrit comme suit :

$$\log W^q = X\beta^q + v^q$$

$$\text{Avec } Q^q(\log W^q / X) = X\beta^q$$

Où X est un vecteur de variables exogènes représentant les caractéristiques individuelles du salarié, β^q est le vecteur des paramètres à estimer. $Q^q(\log W^q / X)$, fonction linéaire de X et de β^q , désigne le quantile conditionnel d'ordre q de la variable dépendante $\log W^q$ étant donné X . Le vecteur des paramètres β^q de la régression par quantile est défini comme solution au problème suivant :

$$\underset{\beta \in \mathbb{R}^k}{\text{Min}} \sum_{i=\log W \geq X\beta} q (\log W^q - X\beta^q) + \sum_{i=\log W < X\beta} (1-q)(\log W^q - X\beta^q)$$

L'estimateur (du quantile conditionnel d'ordre q) de la régression par quantile repose sur la minimisation du critère suivant :

$$\hat{\beta}^q = \underset{\beta}{\text{ArgMin}} \sum_{i=1}^n \rho^q(\log W^q - X\beta^q), \quad \forall q = [0 \quad 1]$$

$$\text{Avec } \rho^q(\varepsilon) \text{ la fonction objective telle que : } \rho^q(\varepsilon) = \begin{cases} q\varepsilon & \text{si } \varepsilon \geq 0 \\ (1-q)\varepsilon & \text{si } \varepsilon < 0 \end{cases}$$

Le problème n'a pas une forme explicite mais peut être résolu par les méthodes de programmation linéaire. En particulier, pour ce cadre d'analyse, l'estimateur est obtenu en minimisant la somme des écarts absolus et non pas la somme des carrés des écarts ou des résidus comme dans la méthode MCO. La méthode d'estimation LAD (Least Absolute Deviation ou moindres carrés absolus) de Powell (1986a) permet d'obtenir un estimateur robuste aux variations à l'intérieur de la distribution. Les termes d'erreur ne sont pas supposés identiques et indépendamment distribués sur l'ensemble de la distribution conditionnelle des salaires.

L'avantage des régressions par quantile réside dans le fait de fournir des projections instantanées des différents points d'une distribution conditionnelle. Alors qu'une régression par les MCO basée, par définition, sur la moyenne de la distribution conditionnelle de la variable dépendante $\log W$, suppose l'absence de différence en termes d'impact des

variables exogènes. Par conséquent, les régressions par quantile constituent un moyen parcimonieux pour décrire la distribution totale et apportent plus de précision si la relation entre les régresseurs et la variable dépendante évolue à travers la distribution conditionnelle.