

DES DISPARITÉS DE GENRE DANS L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE REMUNÉRÉE DANS LES PAYS DE LA CEMAC : ANALYSE COMPARÉE DES CAS DU CAMEROUN, DU CONGO ET DU GABON

Jean Claude SAHA

Université de Yaoundé 2, Cameroun

E-mail : sahajclaud@ yahoo.fr

Henri BELLO FIKA

Ph.D en Sciences Economiques

Ministère de l'Economie, du Plan et de l'Aménagement du Territoire, Cameroun

E-mail : bellofikahenri@ yahoo.fr

Date de soumission: 10/01 /2020 ; **Date d'acceptation:** 01/11/2020 ; **Date de publication :** 12/12/2020

Résumé

Cet article vise à estimer et à expliquer la différence de probabilité d'accès à une activité économique rémunérée entre hommes et femmes au Cameroun, au Congo et au Gabon. Sur les bases de données de l'EESI_2010 au Cameroun, de l'EDS_2012 au Congo et de l'EDS_2012 au Gabon., nous utilisons la décomposition globale et détaillée de Blinder - Oaxaca (1973). Nous trouvons que cette différence de probabilité est de 20 points en faveur des hommes au Cameroun, expliquée à 56,15% par la discrimination ; de 16 points au Gabon due à 83,73% à la discrimination ; et de 5 points au Congo due à 72,40% à la discrimination. Nous trouvons que dans ces pays cette discrimination des femmes s'explique par des variables telles : l'âge, le niveau d'instruction, la religion, le statut matrimonial et le nombre d'enfants de 5 à 14 ans vivant dans le ménage.

Mots clés : Différence, hommes-femmes, probabilité d'accès, activité économique rémunérée

Classification JEL: J16, J23

GENDER DISPARITIES IN REMUNERATED ECONOMIC ACTIVITY IN CEMAC COUNTRIES: COMPARATIVE ANALYSIS OF THE CASES OF CAMEROON, CONGO AND GABON

Abstract

We estimate and explain the differences in the probability of access to a paid economic activity between men and women in Cameroon, Congo and Gabon. On EESI_2010 database in Cameroon, EDS_2012 in Congo and EDS_2012 in Gabon, We use the Blinder - Oaxaca (1973) decomposition method. With the global decomposition we find a 20 points probability difference in favor of men in Cameroon, due at 56.15% to discrimination, 16 points in Gabon due at 83.73% to discrimination and of 5 points in Congo due at 72.40% to discrimination. With detailed decomposition we find that in these countries this discrimination against women is explained by variables such as age, education, religion, marital status and the number of children aged 5 to 14 living in the household.

Key words: Difference, men-women, probability of access, remunerated, economic activity

JEL Classification: J16, J23

* Auteur correspondant: **Jean Claude SAHA**

Introduction

La réalisation de la croissance économique potentielle d'un pays exige la participation effective de toutes les couches de la population (Lopez-Claros et Zahidi 2005). Cette participation est aussi une condition nécessaire pour que la croissance économique réduise efficacement la pauvreté. Une telle croissance que tous les pays souhaitent réaliser est dite inclusive. L'inclusion est donc en même temps un puissant instrument d'optimisation de la croissance et un moyen d'assurer le ruissellement et le développement. Les femmes constituent une des couches de la population que chaque économie a intérêt à intégrer dans le processus de croissance en les faisant participer aux activités économiques rémunérées. Lorsqu'il y a égalité de chance de participation des hommes et des femmes à une activité économique rémunérée, il en résulte un large accès aux opportunités, notamment en termes de construction du capital humain (éducation/formation et santé) et d'insertion sur le marché de l'emploi (Anago et Houngbeme 2015).

Lorsqu'il y a égalité de chance d'accès à un emploi rémunéré pour les hommes et les femmes, toute la société est améliorée. En effet, l'activité économique de la femme n'améliore pas seulement la situation des femmes, mais aussi celle de la société entière en stimulant la croissance économique, en équilibrant le système de retraite et en réduisant le risque de pauvreté des familles (Letablier et *al.* 2009, Galor et Weil 1996, Desvaux et *al.* 2007). La participation des femmes à l'activité économique favorise la croissance et de développement (Klasen 1999, Pissarides 2006). C'est l'une des raisons pour lesquelles le cinquième objectif de développement durable de l'Organisation des Nations Unies est de réaliser l'égalité de genre et donner des capacités et pouvoirs aux femmes et aux filles.

La question de la contribution du capital humain féminin au développement, importante pour les pays en développement, l'est davantage pour ceux de la zone CEMAC. En effet, selon la Banque Mondiale (*World Development Indicators, 2012*), la période 1990-2011 a été marquée en zone CEMAC par de très faibles performances économiques. Ces faibles performances ont fait l'objet d'investigations empiriques qui en ont identifié plusieurs causes dont la structure par âge de la population (population jeune, ratio de dépendance démographique élevé), les fluctuations du cours des matières premières, la qualité des institutions, une intégration économique insuffisante ; mais ont oublié de tester l'impact de l'inégalité de genres. Selon la même source, on a enregistré en même temps dans cette région une très légère amélioration de l'indice de parité femmes/hommes dans la participation à l'activité économique, qui est passé, entre 1990 et 2010, de 69,4% à 82,7% au Cameroun, signifiant que contre 100% de chance pour les hommes de participer à une activité économique rémunérée les femmes avaient 69,4% de chance en 1990, 82,7% en 2010 ; de 79,5% à 85,1% en République Centrafricaine ; de 81,5% à 93,8% au Congo ; de 78,8% à 86,3% au Gabon ; de 87,7% à 87,3% en Guinée Equatoriale et de 79,1% à 80,4% au Tchad. Ces écarts considérables sont indicateurs d'une sous-utilisation du potentiel de ressources humaines dans les pays de la CEMAC, et donc du non épuisement du potentiel de croissance de ces pays.

Deux questions peuvent alors être posées. Ces disparités de genres dans l'activité économique rémunérée dans les pays de la CEMAC s'expliquent-elles par de réelles différences de capacités entre hommes et femmes ou sont-elles simplement le fait de la discrimination ? Quels sont les facteurs qui expliquent cette discrimination entre hommes et femmes ? Cet

article propose une réponse à ces questions, en estimant la contribution des caractéristiques intrinsèques aux femmes et aux hommes et celle des facteurs non intrinsèques (discrimination) à ces disparités, d'une part, et d'autre part en proposant une explication de la discrimination. Nos hypothèses de recherche : H1 : la part non expliquée (part de la discrimination) de cette inégalité est plus importante que la part expliquée. H2 : La discrimination s'explique par des préjugés différents d'un pays à l'autre. Après cette introduction, cet article comporte trois sections. Dans la première section (1), nous présentons la littérature en distinguant la littérature théorique et générale de la littérature empirique et spécifique. Dans la seconde section (2), nous présentons la méthodologie ainsi que les variables et les données utilisées. Dans la troisième section (3), nous présentons les résultats obtenus avant de conclure.

1. Revue de la littérature et identification des facteurs explicatifs potentiels

1.1. Littérature théorique générale

Certaines contributions dans ce domaine sont purement économiques, d'autres, hybrides, sont situées entre l'économie et certaines disciplines de sciences sociales.

1.1.1. L'approche économique pure

La théorie néoclassique¹ explique les inégalités occupationnelles entre sexes soit en mettant l'accent sur les caractéristiques de la main-d'œuvre féminine, soit en insistant sur les réactions des agents du marché à l'offre de travail féminin, soit en confrontant l'offre à la demande. Selon les explications mettant en exergue les caractéristiques de l'offre de travail, les hommes et les femmes ont des préférences différentes en matière de participation et de choix du type d'emplois (Daymont et Andrisani 1984, Filer 1986). Les femmes choisissent plus souvent de s'investir prioritairement dans la vie familiale, en conséquence elles se concentrent dans les emplois compatibles ou complémentaires avec leurs responsabilités domestiques et familiales. Elles accorderaient une grande importance aux conditions de travail, les hommes au prestige social des emplois et à la rémunération (England 1992). Ces différences de préférences entraînant des différences dans la distribution des emplois et des salaires seraient aussi à la base d'une différence dans l'accumulation du capital humain. Les femmes, prévoyant une activité professionnelle discontinue, investiraient moins dans la formation initiale, et, à cause des retraits temporaires réguliers du marché du travail, accumuleraient moins d'expérience professionnelle que les hommes. L'écart de rémunérations proviendrait donc en partie des écarts de productivités. Les femmes préféreraient aussi les occupations à faible qualification, où leurs retraits temporaires réguliers ne sont pas pénalisés (Polachek 1981).

D'autres explications mettent l'accent sur les caractéristiques de la demande du travail de femmes². Suivant la théorie de la discrimination pure, en cas d'égalité de productivité,

¹ Pour une synthèse de la littérature sur le sujet, voir : Cain (1986), Altonji et Blank (1999), Fryer (2001), Havet et Sofer (2002), Havet (2004)

² A la suite des premiers modèles prédisant la ségrégation développés par Fawcett (1918) et Edgeworth (1922) autour de la notion de cantonnement, d'autres explications se sont fondées sur les théories de la discrimination pure et de la discrimination statistique de Sofer (1990)

l'équilibre concurrentiel³ du marché du travail se fera avec un écart de salaire au profit des hommes ainsi qu'avec une partition du marché du travail entre entreprises employant des hommes et celles employant des femmes (Becker 1957, Arrow 1972a,b, 1973), et on note un favoritisme du marché du travail à l'égard des hommes (Harriet 1972, Mark Killingsworth 1987). Suivant la théorie de la discrimination statistique, puisque l'information quant à sa productivité réelle (Phelps 1972, Aigner et Cain 1977) et quant à sa stabilité future dans l'emploi (Sofer 1985) n'est pas parfaite, l'employeur va assigner au candidat au recrutement, homme ou femme, des performances moyennes, l'équilibre du marché du travail se fera avec un écart de salaire au profit des hommes et une partition par sexe des emplois.

1.1.2. Les approches hybrides

Si les économistes pensent que les agents font librement des choix, les sociologues ajoutent qu'ils le font dans des limites imposées par des institutions sociales (règles et normes sociales écrites et non écrites, formelles et informelles). Les déséquilibres de genre sur le marché du travail sont un produit de ces "structures de contraintes" (Folbre 1994). Après Whitehead (1979), Kabeer (2008) reconnaît des contraintes liées au genre, caractéristiques des relations sociales, qui attribuent aux femmes un statut de subordonnée. Il en résulte des inégalités hommes-femmes sur le marché de l'emploi (Locoh et Tichit 1996). Assumant seules le travail domestique, les femmes ont moins de temps pour participer à d'autres types d'activité (Hartmann 1976, Sacks 1979, Dussault 1985, Chamlou et al. 2011). Fernandez et al. (2004) et Farre et Vella (2007) montrent que l'attitude conservatrice de la femme influence négativement la décision de ses filles de s'insérer sur le marché du travail. Fraser (1990) et Seguíno (2007) signalent la possibilité d'interdépendance entre normes sociales conservatrices et travail de la femme.

La science démographique participe également à identifier certains facteurs explicatifs de ces disparités : le statut matrimonial, le nombre d'enfants, l'espacement des deux dernières naissances et l'âge de la femme. Zaren et Lubna (2002) et Chaudhry et Nosheen (2009) suggèrent une relation entre participation de la femme à une activité économique et statut matrimonial, mais les résultats des tests empiriques de cette relation sont controversés. Certains trouvent que les mariées ont moins de chance que les célibataires, les divorcées, les séparées et les veuves de s'insérer sur le marché du travail (Angrist 2001, Benefo et Pillai 2003, Natuli et Wittenberg 2013, Shaheen et Safana 2011, Contreras et Plaza 2010, Longwe et al. 2013), d'autres trouvent que les divorcées et les séparées s'insèrent plus facilement que les mariées qui, elles, s'insèrent plus facilement que les femmes célibataires (Fadayomi et Ogunrinola 2005), alors que pour Naqvi et Lubna (2002), les femmes en union ont plus de chance de s'insérer que les autres.

Si Azid et al. (2001) et Naqvi et Lubna (2002) montrent que le nombre d'enfants influence positivement la participation des femmes à une activité économique, Chaudhry et Nosheen (2009), Contreras et Plaza (2010), Naqvi et Lubna (2002), Contreras et al. (2005), Garcia (1995) et Caputo (1997) trouvent une influence négative. L'on peut noter que la non prise en

³ Il existe aussi une théorie de discrimination en concurrence imparfaite développée par Robinson (1933) et Madden (1973) qui explique ces disparités par la position de monopole des hommes sur le marché du travail.

compte de l'âge des enfants peut être source de divergence. En effet, Longwe et al. (2013) trouvent que l'insertion de la femme sur le marché de l'emploi non agricole en Afrique est négativement corrélée avec le nombre de naissances récentes (enfants de moins de 5 ans) et positivement corrélée avec l'espacement des naissances récentes. Pour ce qui est de l'âge de la femme, plusieurs auteurs pensent qu'il influence positivement sa participation à une activité économique (Azid et al. 2001, Naqvi et Lubna 2002, Aminu 2010, Zaren et Lubna 2002, Faridi et al. 2009, Garcia 1995, Caputo 1997, Fadayomi et Ogunrinola 2005, Contreras et al. 2005, Contreras et Plaza 2010).

1.2. La littérature empirique et spécifique

Sur le plan empirique, notre travail est un prolongement de certains travaux déjà menés dans les pays d'Afrique subsaharienne et dans ceux de la zone CEMAC. Sur les données de l'Enquête Légère Intégrée auprès des Ménages (ELIM) au Mali réalisée en 2003, Gakou et Kuépié (2008) trouvent que le niveau d'instruction a un impact positif sur la capacité d'insertion des femmes maliennes ; le nombre d'enfants à charge et le niveau de vie des femmes un impact négatif. Mais leurs conclusions sont critiquables car l'on ne saurait mener des recherches sur les facteurs explicatifs des disparités hommes/femmes en ne considérant qu'un échantillon de femmes. Mba Eyene (2012) essaie de pallier ces insuffisances en effectuant, sur un échantillon d'hommes et de femmes, une étude comparative des cas du Cameroun (ECAM 2001) et du Mali (ELIM 2006). Il trouve que le capital humain permet de réduire les inégalités hommes-femmes sur le marché du travail au Cameroun ; que le niveau de vie et la position dans le ménage conditionnent la participation des femmes camerounaises et maliennes au marché du travail ; qu'alors que les femmes de bas niveau de vie sont plus actives que celles de niveau de vie élevé au Mali, c'est l'inverse au Cameroun. Toutefois, l'étude souffre de deux limites : a) elle ne met pas en exergue la contribution de chaque variable, b) elle ne permet pas de répondre à la question de savoir si le gap observé est dû aux différences de caractéristiques productives ou à la discrimination.

Ces limites sont prises en compte dans les travaux d'Ekamena Ntsama et al. (2014) qui trouvent que le différentiel de probabilités de participation à une activité économique rémunérée entre hommes et femmes au Cameroun est dû à 63,44% à la discrimination et à 36,56% aux différences de caractéristiques intrinsèques ; que les variables qui contribuent significativement à cette disparité sont l'âge, le nombre d'années d'étude, la formation professionnelle, le statut matrimonial et le milieu de résidence. Mais cette étude n'intègre pas certaines variables qui auraient amélioré la pertinence des résultats : le niveau de vie du ménage et le nombre d'enfants âgés de 0 à 14 ans. En effet d'une part, plus le niveau de vie du ménage est élevé, plus le coût d'opportunité de ne pas travailler est bas et le salaire de réserve élevé (Chaudhry et Nosheen 2009) ; d'autre part, un niveau de vie élevé pourrait permettre d'assurer aux filles les mêmes chances que les garçons pour ce qui est de l'investissement en capital humain et donc de l'accès à un emploi rémunéré. S'agissant du nombre d'enfants âgés de 0 à 14 ans révolus, de nombreuses études ont trouvé une relation inverse entre le temps consacré au travail et le taux de fécondité chez les femmes (Moffitt 1984, Bernhardt 1993, Adjmagbo et al. 2003), relation fondée sur des modèles de cycle de vie (Becker 1965, Becker et Lewis 1973, Willis 1973, Becker 1981, Robinson et Tomes 1982) ; qu'une naissance supplémentaire dans le ménage a un effet positif sur la participation de l'homme chef de ménage à une activité rémunérée (Faridi et al. 2009).

Le fait pour ces derniers auteurs d'utiliser la variable âge est intéressant, mais cette variable étant en général entachée d'erreurs de couverture et d'enregistrement, son utilisation à l'état brut pourrait impacter négativement la qualité des résultats. Pour éviter cet écueil, nous nous proposons de procéder à son lissage au moyen de la méthode par regroupement en classes d'âges qui a l'avantage de faciliter l'interprétation des résultats. Nous tiendrons aussi compte des spécificités régionales en intégrant la variable 'région de résidence' au côté des variables 'lien de parenté avec le chef de ménage', 'sexe du chef de ménage' et 'niveau d'instruction du chef de ménage'. Enfin, contrairement à Ekamena Ntsama et al. (2014), nous utiliserons des bases de données plus récentes et provenant d'enquêtes spécialisées.

2. La méthodologie, les variables et les données

2.1. La méthodologie

Nous utilisons la méthode de décomposition de Blinder - Oaxaca (1973), initialement conçue pour étudier le différentiel de probabilité de réalisation d'un événement entre deux groupes d'individus⁴. Elle permet de décomposer le différentiel de probabilité entre deux groupes en deux effets : un effet dû aux différences de caractéristiques intrinsèques (*endowment effect*) entre les deux groupes (composante expliquée) ; et un effet dû aux différences de coefficients entre les deux groupes ou effet de discrimination (composante non expliquée). Soit :

$$\delta = Y_M - Y_F \quad (1)$$

Y_k représente la probabilité moyenne de réalisation de l'événement (ici la participation à une activité rémunérée) dans le groupe k ; $k = (M, F)$, $M = \text{Hommes}$ et $F = \text{Femmes}$, avec :

$$Y_M = \sum_{j=1}^{N_M} \frac{F(X'_{Mj} \beta_M)}{N_M} \quad (2)$$

$$Y_F = \sum_{j=1}^{N_F} \frac{F(X'_{Fj} \beta_F)}{N_F} \quad (3)$$

$$F(X'_j \beta) = \frac{e^{\sum_{i=1}^k X_{ij} \beta_i}}{1 + e^{\sum_{i=1}^k X_{ij} \beta_i}} \quad (4)$$

F est la fonction logistique de distribution cumulative, N_k le nombre d'individus de l'échantillon k , X le vecteur des caractéristiques (variables ou modalités dichotomisées) et β le vecteur des coefficients correspondant à ces caractéristiques. En remplaçant Y_M et Y_F par leurs expressions (2) et (3) dans l'équation (1), on a :

⁴ Utilisée par Oaxaca (1973) et Blinder (1973) pour expliquer le différentiel de salaires entre hommes et femmes, cette méthode a été par la suite étendue aux modèles non linéaires (logit, probit et tobit) par Fairlie (1999, 2005).

$$\delta = \left[\sum_{j=1}^{N_M} \frac{F(X'_{Mj}\beta_M)}{N_M} - \sum_{j=1}^{N_F} \frac{F(X'_{Fj}\beta_F)}{N_F} \right] \quad (5)$$

L'équation (5) peut encore être écrite sous la forme suivante :

$$\delta = \underbrace{\left[\sum_{j=1}^{N_M} \frac{F(X'_{Mj}\beta_M)}{N_M} - \sum_{j=1}^{N_F} \frac{F(X'_{Fj}\beta_M)}{N_F} \right]}_{(a)} + \underbrace{\left[\sum_{j=1}^{N_F} \frac{F(X'_{Fj}\beta_M)}{N_F} - \sum_{j=1}^{N_F} \frac{F(X'_{Fj}\beta_F)}{N_F} \right]}_{(b)} \quad (6)$$

Le terme (a) représente l'effet du aux caractéristiques intrinsèques (composante expliquée). Il s'explique par les différences de distributions des caractéristiques X entre le groupe des hommes et celui des femmes. Le terme (b) représente l'effet de discrimination ou composante non expliquée. Il s'agit du gap qui persiste lorsque les hommes présentent des caractéristiques identiques à celles des femmes.

Cette méthode permet d'obtenir, en plus de la décomposition du différentiel global en effet de caractéristiques (E) et effet de discrimination (C), la contribution et le niveau de significativité de chaque variable ou de chaque modalité de variable à chacun des deux effets. Supposons par exemple x_i^E et la $i^{ème}$ variable (ou modalité d'une variable) dans le modèle et β_i^E la contribution de cette variable dans la part E du différentiel. Si β_i^E est négatif, cela signifie que x_i^E contribue à réduire le différentiel. En d'autres termes si les probabilités pour les individus des deux groupes d'avoir la caractéristique x_i étaient identiques, alors l'écart serait accru, toutes choses étant égale par ailleurs. Si par contre β_i^E est positif, alors on dira que x_i^E contribue à amplifier l'écart observé, que cette variable (ou cette modalité de la variable) permet d'accroître la composante E. De même si β_i^C est négatif, cela signifie que x_i^C contribue à réduire l'effet de la discrimination sur l'écart observé entre les deux groupes ; de sorte qu'à caractéristique égale x_i , les individus appartenant au groupe qui, sur le plan global est défavorisé, sont avantagés par rapport à ceux de l'autre groupe.

Il importe enfin de noter que les résultats de la méthode de décomposition de Blinder-Oaxaca sont sensibles à l'ordre d'inclusion (ou de disposition) des variables explicatives, surtout dans le cas des modèles non linéaires. Pour pallier ce problème, nous procédons à la randomisation qui est un processus itératif.

2.2. Les variables et les données

Notre variable dépendante est le différentiel de probabilité d'accès à une activité économique rémunérée entre hommes et femmes. C'est une variable quantitative continue obtenue à partir de la variable dichotomique suivante:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu a exercé un emploi rémunéré au cours des 7 jours ayant précédé} \\ & \text{l'enquête} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Les variables indépendantes sont : le milieu de résidence, la région de résidence, la religion, le niveau d'instruction, le statut matrimonial, le sexe du chef de ménage, le lien de parenté avec le chef de ménage, le niveau de vie du ménage⁵, la classe d'âges, le niveau d'instruction du chef de ménage et le nombre d'enfants âgés de 5 à 14 ans révolus.

Les données utilisées sont celles de :

- l'Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel (EESI) réalisée au Cameroun en 2010 par l'Institut National de la Statistique (INS), sur un échantillon de 7859 ménages pour 23188 individus dont 11211 hommes et 11977 femmes ;
- l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) réalisée au Congo en 2012, sur un échantillon de 11632 individus dont 8850 hommes et 2782 femmes ;
- l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) réalisée au Gabon en 2012 sur un échantillon de 9755 individus dont 6631 hommes et 3124 femmes.

3. Résultats et implications de politique de développement

3.1. Résultats de la décomposition globale : importance relative de la discrimination et des différences de caractéristiques

Les résultats globaux pour le Cameroun, le Gabon et le Congo sont présentés respectivement dans les tableaux 1, 2 et 3 de l'annexe. Au Cameroun, la probabilité pour les hommes d'accéder à une activité économique rémunérée est estimée à 0,68 et pour les femmes à 0,48, soit un écart total estimé à 20 points de pourcentage en faveur des hommes ; au Gabon, elle est estimée à 0,69 pour les hommes et à 0,53 pour les femmes, soit un écart total de 16 points de pourcentage en faveur des hommes; au Congo, elle est estimée à 0,72 pour les hommes et à 0,67 pour les femmes, soit un écart total de 5 points en faveur des hommes. On peut donc dire que de ces trois pays, le Cameroun est celui où l'inégalité de probabilité d'accès à une activité économique rémunérée entre hommes et femmes est la plus prononcée, puis viennent dans l'ordre le Gabon et le Congo.

La décomposition globale par la méthode de Blinder - Oaxaca (1973) nous permet de savoir quelle est la contribution de la discrimination et quelle est celle des différences effectives de caractéristiques productives entre les hommes et les femmes à cette inégalité. Les résultats (voir tableaux 1-3 de l'annexe) montrent qu'au Cameroun, 56,15% de cet écart est dû à la discrimination (significatif à 5%) et 43,85% aux différences de caractéristiques productives intrinsèques entre les deux sexes (significatif au seuil de 1%)⁶ ; qu'au Gabon 83,73% de l'écart s'explique par la discrimination (apport significatif au seuil de 1%) et 16,27% seulement par les différences de caractéristiques productives entre sexes (apport non significatif au seuil de 10%) ; qu'au Congo il s'explique à 72,40% par la discrimination et à 27,6% seulement par des différences réelles de caractéristiques productives entre sexes.

⁵ La variable « Niveau de vie du ménage » est construite par nous à partir des caractéristiques du logement et des biens que possède le ménage, avec la méthode d'Analyse en Composantes Principales (ACP).

⁶ On note un recul de la discrimination par rapport aux résultats de d'Ekamena Ntsama et al. (2014) qui ont trouvé que ce différentiel est dû à 63,44% à la discrimination et à 36,56% aux différences de caractéristiques intrinsèques entre hommes et femmes au Cameroun.

Ces résultats montrent ainsi que bien que le Cameroun soit le pays où l'inégalité de genres en matière d'accès à une activité économique rémunérée est la plus importante en faveur des hommes, il reste cependant le pays où il y a le moins de discrimination contre les femmes en la matière. Le Gabon est par contre le pays où il y a le plus de discrimination, suivi du Congo.

Comme recommandations de politiques, il nous semble donc que le Cameroun devrait mettre prioritairement l'accent sur le renforcement des capacités des femmes afin que leurs caractéristiques productives se rapprochent de celles des hommes, sans négliger les politiques de lutte contre la discrimination sur le marché du travail et dans l'emploi. Il faudra renforcer le capital humain des femmes. Il faudra aussi encourager les entreprises à promouvoir la formation professionnelles des femmes (stages professionnels, recyclage, etc.). Au Gabon et surtout au Congo par contre, les pouvoirs publics devraient, s'ils veulent rechercher l'égalité hommes-femmes en matière de probabilité d'accès à une activité économique rémunérée, mettre davantage l'accent sur les stratégies de lutte contre la discrimination sur le marché du travail et dans l'emploi. Au moins 70% des efforts consacrés par ces deux gouvernements pour éliminer cette inégalité de genres (83% pour le gouvernement gabonais et 72% pour le gouvernement du Congo) devraient être concentrés sur ce genre de mesure, le résidu seulement sur les mesures de renforcement des capacités productives des femmes. Mais pour réussir à relever un tel défi, il faudra, avant de concevoir les stratégies, savoir quelles sont les variables qui contribuent effectivement à la discrimination dans ces pays.

3.2. Résultats de la décomposition détaillée : explication de la discrimination

La décomposition détaillée a consisté à mesurer l'effet de chaque variable explicative et de chacune de ses modalités sur l'écart de probabilité observé entre les deux sexes. Les résultats sont présentés dans les tableaux 4, 5 et 6 de l'annexe.

En ce qui concerne la variable 'âge', seul le groupe d'âge 35-44 ans n'a pas d'effet significatif sur le différentiel entre sexes au Cameroun (tableau 4 annexe). Les groupes d'âges 15-19 ans, 45-54 ans et 55-64 ans expliquent significativement et respectivement de -6,63%, -8,24% et -6,76% du différentiel de probabilité, signifiant que les femmes sont préférées aux hommes dans ces groupes d'âges ; le groupe d'âge 20-24 ans en explique 0,55%, signifiant que les hommes de ce groupe d'âges sont préférés aux femmes. La variable 'âge' contribue donc significativement à l'explication du différentiel, résultat conforme à celui trouvé par Ekamena Ntsama et al. (2014). Pour le Gabon (tableau 5 annexe), tous les groupes d'âges ont un impact significatif sur l'écart de probabilité, signifiant qu'à tous les âges, les hommes sont préférés aux femmes sur le marché de travail au Gabon. Cette préférence pour les hommes croît avec l'âge, atteint son maximum dans le groupe d'âges 30-34 ans, et diminue progressivement ensuite. Pour le Congo par contre (tableau 6 annexe), seuls les groupes d'âge 25-29 ans et 45-49 ans contribuent significativement à l'écart global en expliquant 19,79% et 18,63% respectivement. L'âge explique donc de la discrimination au Cameroun et au Gabon, mais l'explique moins au Congo.

Pour ce qui est de la variable 'niveau d'instruction', toutes les trois modalités ont un effet significatif sur le différentiel total au Cameroun. Les modalités « non scolarisé » et « primaire » en expliquent respectivement 8,57% et 17,53%. Ce résultat qui semble paradoxal peut s'expliquer entre autres par le fait que les femmes sont plus nombreuses dans les emplois et

activités précaires qui n'exigent pas de longues études. La modalité 'niveau supérieur' en explique -0,42%, ce qui signifie que dans le groupe des Camerounais ayant fait l'enseignement supérieur, les femmes sont préférées aux hommes sur le marché du travail. Au Gabon, seule la modalité 'niveau supérieur' est significative au seuil de 5%, et explique 2,84% de l'écart observé. Au Congo, deux modalités, 'non scolarisé' et 'niveau supérieur' sont significatives et expliquent respectivement 17,12% et 6,91% de l'écart global. Le niveau d'instruction est donc entièrement explicatif de l'inégalité hommes/femmes au Cameroun, il l'est à moitié au Congo et au tiers seulement au Gabon. Ce résultat est conforme à ceux trouvés par Gakou et Kuépié (2008) sur le Mali et par Ekamena Ntsama et al. (2014) au Cameroun.

S'agissant de la variable 'région de résidence', les parts du différentiel global attribuées aux modalités « Nord-Ouest/Sud-Ouest » et « Ouest/Littoral » sont respectivement de -11,77% et -10,24% au Cameroun, signifiant que dans ces régions, les femmes sont préférées aux hommes. Ceci peut s'expliquer d'une part par le fait que les femmes résidant dans ces régions sont plus entreprenantes, d'autre part par le fait que l'environnement social y est favorable à l'émancipation de la femme. Historiquement en effet, ces régions ont subi des mutations sociales plus importantes que la zone septentrionale du pays, sous la forme de l'« occidentalisation ». Au Gabon, seule la modalité *Nord* contribue significativement, en expliquant -27,47% de l'écart global, signifiant que dans cette région, les femmes sont préférées aux hommes. Au Congo également, seule la modalité 'Nord du pays' est significative, elle contribue pour -32,39% à l'écart global, signifiant que dans cette région les femmes sont préférées aux hommes. La région de résidence explique donc partiellement l'inégalité hommes/femmes dans les trois pays.

Quant à la variable 'milieu de résidence', sa modalité 'milieu rural' contribue pour -210,27% à l'écart global au Cameroun, signifiant que dans le 'milieu rural', les femmes sont nettement préférées aux hommes. Elle n'explique donc l'inégalité qu'au Cameroun, rejoignant ainsi le résultat de Ekamena Ntsama et al.(2014), mais pas au Congo ni au Gabon. En ce qui concerne la variable 'religion', la modalité 'religion musulmane' est significative au Cameroun où elle explique 12,29% du différentiel de probabilité, signifiant discrimination à l'égard des femmes musulmanes. Au Gabon également, la modalité 'religion musulmane' explique 9,67% de l'écart global ; au Congo par contre c'est la modalité 'sans religion' qui est significative, expliquant 4,61% de l'écart. La religion peut donc être considérée comme source de discrimination dans les trois pays. Ce résultat corrobore celui trouvé par Imam et al.(2017) sur l'Indonésie.

Concernant la variable 'lien de parenté avec le chef de ménage', sa modalité «Fils/Fille du ménage» a un impact négatif significatif au Cameroun ; au Gabon, c'est la modalité *Chef de ménage* est significative et explique 41,63% de l'écart global ; au Congo, la modalité *Chef de ménage* explique 84,24% de l'écart. En ce qui concerne le niveau de vie du ménage, on voit que dans tous ces pays, dans tous les ménages de même niveau de vie, les femmes ont toujours moins de chance d'exercer une activité rémunérée que les hommes ; mais cette discrimination diminue avec l'augmentation du niveau de vie du ménage. Ceci pourrait s'expliquer entre autres par le fait que plus le niveau de vie du ménage est élevé, plus il a de

quoi donner aux filles/femmes les mêmes chances que les garçons/hommes. Ce résultat est conforme à celui obtenu par Gakou et Kuépié (2008) dans le cas du Mali.

Quant au 'statut matrimonial', la modalité 'célibataire' a une contribution négative (-34,33%) à l'écart global au Cameroun, indiquant une nette préférence pour les femmes dans cette catégorie ; la modalité «veuf(ve)/séparé(e)/Divorcé(e) » y contribue aussi négativement (-5,92%). Le même résultat est obtenu par Shaheen et Safana (2011) au Pakistan, Contreras et Plaza (2010) au Chili et Longwe et al. (2013) dans le contexte africain. Au Gabon par contre la modalité *veuf(ve)/divorcé(e)/séparée* explique 6,58% de l'écart, alors que la modalité *célibataire* en explique -52,78%. Au Congo, la modalité *veuf(ve)/divorcé(e)/séparée* contribue positivement pour 6,58%, à l'écart global. Le statut matrimonial est ainsi un facteur explicatif de l'inégalité dans les trois pays. Relativement au niveau d'instruction du chef de ménage, seul le 'niveau supérieur' a un effet significatif et négatif sur notre écart de probabilité au Cameroun. Cet effet significatif et négatif de la modalité 'niveau supérieur peut s'expliquer par l'impact de l'école en tant que facteur socioculturel pouvant influencer la perception des rapports de genres, tel que l'affirment Contreras et Plaza (2010) dans leurs travaux réalisés au Chili.

Concernant le 'nombre d'enfants âgés de 5 à 14 ans vivant dans le ménage', l'on constate que le fait pour une femme d'avoir moins d'enfants de cette tranche d'âges augmente ses chances d'avoir un emploi rémunéré dans tous les trois pays. Le nombre d'enfants de moins de 5 à 14 ans est donc un facteur explicatif de l'écart global. Le fait d'avoir moins d'enfants de 5 à 14 ans accroît donc la chance des femmes de trouver un emploi rémunéré. Ce résultat rejoint ceux obtenus par, Contreras et Plaza (2010), Contreras et al. (2005), Garcia (1995) et Caputo (1997) au Chili et Naqvi et Lubna (2002) et Chaudhry et Nosheen (2009) au Pakistan.

Conclusion

Au terme de nos analyses, nous pouvons dire que nos hypothèses de recherche sont confirmées. Au Cameroun, il ressort qu'en 2010, les hommes ont 46% plus de chance que les femmes d'exercer une activité rémunérée. Au regard de cet écart important, nous avons jugé intéressant de mener une étude sur les facteurs susceptibles d'influencer ce différentiel. Pour y arriver, nous avons utilisé la méthode de décomposition de Blinder-Oaxaca. Il ressort des résultats obtenus que les écarts de probabilité d'accès à une activité économique rémunérée, entre hommes et femmes, sont dus à 56,15% à la discrimination du fait du poids de préjugés socioculturels et à 43,85% aux différences réelles de caractéristiques productives entre les sexes. Une analyse beaucoup plus poussée nous permet de constater que la modalité 'Musulman' de la variable 'religion' ainsi que la modalité 'niveau primaire' de la variable 'niveau d'instruction' contribuent le plus à l'augmentation de cet écart alors que la modalité 'célibataire' de la variable 'statut matrimonial' contribue le plus à le réduire.

De l'analyse des données de l'EDS du Gabon, il ressort un différentiel global de probabilité d'accès à une activité économique rémunérée de 16 points de pourcentage favorable aux hommes. De la décomposition par la méthode de Blinder-Oaxaca, il ressort cet écart est dû à 83,73% à la discrimination du fait du poids de préjugés socioculturels et à 16,27% seulement aux différences réelles de caractéristiques productives entre les sexes. De l'analyse des

données de l'EDS du Congo, il ressort un différentiel global de probabilité d'accès à une activité économique rémunérée de 4 points de pourcentage favorable aux hommes. De la décomposition par la méthode de Blinder-Oaxaca, il ressort cet écart est dû à 72,40% à la discrimination du fait du poids de préjugés socioculturels et à 27,60% seulement aux différences réelles de caractéristiques productives entre les sexes.

Il ressort, finalement, que dans les trois pays étudiés ici, les femmes accèdent moins facilement que les hommes à une activité économique rémunérée, plus du fait des préjugés socioculturels défavorables que du fait de leur insuffisante compétence. La recherche de l'égalité de chances entre les deux sexes dans ce domaine passe donc non seulement par l'accroissement de l'investissement dans la formation des femmes, mais aussi et surtout par le combat contre ces préjugés socioculturels qui, à compétence égale, réduisent les chances des femmes d'accéder à une activité économique rémunérée. Des travaux futurs pourront viser d'une part à étendre cette étude à d'autres pays d'Afrique, mais également à estimer l'impact négatif de cette inégalité sur la croissance économique de ces pays.

Références bibliographiques

- Adjamagbo A, Antoine P et Fatou B (2003) Le dilemme des Dakaroises: entre travailler et "bien travailler". *Document de travail DIAL / Unité de Recherche CIPRÉ, DT n°8*, pp. 1-18, Septembre
- Alam Imam M, Amin S and McCormick K (2017) The Effect of Religion on Women's Labor Force Participation Rate in Indonesia. *The Journal of the Asia-Pacific Economy*, july, pp.1-42
- Altoni J and Blank R (1999) Race and Gender in the Labor Market. *Handbook of Labor Economics, vol.3C*, Ashenfelter O. et Card D. (éds), Elsevier Science, North-Holland: 3 143-3 259
- Angrist J (2001) How do Sex Ratios affect Marriage and Labour Markets? Evidence from America's 2nd Generation. NBER Working Paper 8042
- Arrow K (1972a) Models of Job Discrimination. *Racial Discrimination in Economic Life*, Pascal A (éd), Lexington Books : DC Heath, 83-102
- Arrow K (1972b) Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market. *Racial Discrimination in Economic Life*, Pascal A (ed.), Lexington Books: DC Heath, 187-203
- Arrow K (1973) The Theory of Discrimination. *Discrimination in Labor Markets*, Ashenfelter O and Rees A (éds), Princeton University Press, 3-33
- Azid T, Aslam M et Chaudary M O (2001) Poverty, Female Labour Force Participation, and Cottage Industry: A Case Study of Cloth Embroidery in Rural Multan. *The Pakistan Development Review, vol.40, n°4, 1105-1118*
- Becker G (1957) *The Economics of Discrimination*, second edition, The University of Chicago Press Economics
- Becker G S (1965) A Theory of the Allocation of Time. *Economic Journal, vol.75, n°299*, 493-517
- Becker G S et Lewis H G (1973) On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy, vol.81, n°2, Part 2: New Economic Approaches to Fertility, 279-288*

- Becker G S (1981) *A Treatise on the Family*. Cambridge Harvard University Press
- Bernhardt E M (1993) Fertility and Employment. *European Sociological Review*, vol.9 n°1, 25-42
- Blinder A S (1973) Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, vol.8 n°4, 436-455
- Cain G (1986) *The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey*. in Ashenfelter O et Layard R (éds) *Handbook of Labor Economics*, vol.1, Elsevier Publishing Company, 693-785
- Caputo R (1997) *Population, labor force and employment: A prospective analysis*. Prospective Studies, Ministry of Planning of Santiago, 1st ed., 1-40
- Chamlou N S M et Ahmed H (2011) Understanding the Determinants of Female Labor Force Participation in the Middle East and North Africa Region: The Role of Education and Social Norms in Amman. *AlmaLaurea Working Papers n°31- ISSN 2239-9453*, September
- Chaudry I S et Nosheen F (2009) The Determinants of Women Empowerment in Southern Punjab (Pakistan): An Empirical Analysis. *European Journal of Social Sciences*, vol.10, n°2, 216-229
- Contreras D et Plaza G (2010) Cultural Factors in Women's Labor Force Participation in Chile. *Feminist Economics*, vol.16, n°2, 27-46
- Contreras D, Puentes E and Bravo D (2005) Female Labour Force Participation in Greater Santiago, Chile: 1957-1997. A Synthetic Cohort Analysis. *Journal of International Development*, vol.17, n°2, 169-86
- Contreras G, Devillard S and Baumgarten P (2007) *Women matter: la mixité levier de performance de l'entreprise*. Paris, McKinsey & Company
- Dussault G (1987) *À travail équivalent, salaire égal : la portée de la revendication*. Institut de recherche appliquée sur le travail, Montréal, 80 p
- Edgeworth F (1922) Equal Pay to Men and Women for Equal Works. *The Economic Journal*, 32 (128): 431-457
- Ekamena Ntsama S N, Abessolo Y A et Ngo Tedga P (2014) Genre et participation au marché du travail au Cameroun. *International Journal of Innovation and Applied Studies*, vol.7 n°3, 929-940
- England P (1992) *Comparable Worth: Theories and Evidence*. New York: Aldine De Gruyter
- Fadayomo T O et Oluranti Ogunrinola I (2005) *Determinants of Labor Force Participation In Nigeria: The Influence Of Household Structure*. Department Of Economics And Development Studies. Covenant University, Nigeria, 1-26
- Fairlie R W (1999) The absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment. *Journal of Labor Economics*, vol.17, n°1, 80-108
- Fairlie R W (2005) An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. *Journal of Economic and Social Measurement*, n°30, 305-316
- Faridi Muhamma Z, Chaudary I S and Anwar M (2009) The Socio-Economic and Demographic Determinants of Women Work Participation in Pakistan: Evidence from Bahawalpur District. *A Research Journal of South Asian Studies*, vol.24, n°2, July, 351-367
- Farre L and Vella F (2007) *The Intergenerational Transmission of Gender Role Attitudes and Its Implications for Female Labor Force Participation*. IZA DP,n° 2802, Institute for the Study of Labor, Bonn, Germany
- Fernandez R, Fogli A and Olivetti C (2004) Mothers and sons formation and female labor force dynamics. *Quarterly Journal of Economics*, vol.119, n°4, 1249-1299

- Folbre N (1994) *Who Takes Care of the Kids? Gender and the structures of constraints.* Routledge: London and New York
- Fryer R (2001b) *Economists's Models of Discrimination: An Analytical Survey.* Mimeo, The Pennsylvania State University (Avril)
- Gakou A D et Kuepie M (2007) *Niveau et déterminants de l'insertion des femmes sur le marché du travail au Mali.* STATECO n°103, pp. 1-16
- Galor O and Weil D N (1996) *The Gender Gap, Fertility and Growth.* American Economic Review, vol.86, n°3, 374-387
- Garcia P (1995) *Employment and Participation in Chile.* Coleccion de Estudios Cieplan, n°41, pp. 7-40, Santiago, Chile
- Hartman H (1976) *Capitalism, Patriarchy, and Job Segregation by Sex.* In Blaxal M and Reagan B (eds) *Women and Workplace.* Chicago, IL: University of Chicago Press
- Havet N (2004) *Ecarts salariaux et disparités professionnelles entre sexes: développements théoriques et validité empirique.* L'Actualité économique, vol.80, n°1 : 5-39
- Havet N Sofer C (2002) *Les nouvelles théories économiques de la discrimination.* Travail, genre et sociétés, 1/2002 (n°7) : 83-115
- Kabeer N (2008) *Paid work, women's empowerment and gender justice: critical pathways of social change Pathways.* Working Paper 3. Brighton: IDS
- Klasen S (1999) *Does Gender Inequality Reduce Growth and Development?* World Bank Policy Research Report Working Paper 7
- Letablier M T, Luci A, Math A and Thevenon O (2009) *The Costs of Raising Children and the Effectiveness of Policies to Support Parenthood in European Countries: a Literature Review.* INED Working Paper 158
- Locoh T, Labourie-Racape A et Tichit C (1996) *Genre et développement : des pistes à suivre.* CEPED, Paris
- Longwe A, Jeroen S and Eelke J (2013) *Number and Spacing of Children and Women's Employment in Africa.* NICE Working Paper 13-103, March
- Lopez-Claros A and Zahadi S (2005) *Women's Empowerment: Measuring the Global Gender Gap.* World Economic Forum 2005
- Mba Eyene F A (2012) *Participation au marché du travail : Une étude comparative sur le Cameroun et le Mali.* AFRISTAT
- Moffitt R (1984) *Profiles of Fertility, Labour Supply and Wages of Married Women: A Complete Life-Cycle Model.* Review of Economic Studies, vol.51, n°2, 263-278
- Naqvi Z F and Lubna S (2002) *How Do Women Decide to Work in Pakistan?.* The Pakistan Development Review, vol.41, n°4, 495-513
- Oaxaca R (1973) *Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets.* International Economic Review, vol.14 n°3, 693-709
- Pissarides C (2006) *Lisbon Five Years Later: What Future for European Employment and Growth?.* Austrian Presidency Conference on *Innovations in Labour Market Policies: Challenges in Times of Globalisation*, Keynote Address
- Robinson C and Tomes N (1982) *Family Labour Supply and Fertility: A Two-Regime Model.* Canadian Journal of Economics, vol.15, n°4, 706-734
- Sacks K (1979) *Sisters and Wives,* Westport, CT: Greenwood
- Seguino S (2007) *Evidence on Global Trends in Gender Norms and Stereotypes.* Feminist Economics, vol.13, n°2, 1-28
- Shaheen S, Maqbool H S and Masood S A (2011) *Female Labor Force Participation in Pakistan: A Case of Punjab.* Journal of Social Development Sciences, vol.2, n°3, 104-110

- Sofer C (1990) La répartition des emplois par sexe : capital humain ou discrimination?.
Économie et Prévision, 92/93(1/2), 77-85
- Whitehead A (1979) Some preliminary notes on the continuing subordination of women.
IDS Bulletin, Vol.10, n°3, 10-13

LES ANNEXES

Tableau 1: Résultats de la décomposition globale du différentiel de probabilité de participation à une activité rémunérée entre sexes au Cameroun

	Coefficients	Ecart-type	Z
Hommes	0,6770285	0,004444	152,36***
Femmes	0,4768197	0,005172	92,20***
Différence totale	0,2002088 (100,00%)	0,006818	29,16***
Part expliquée	0,0877943 (43,85%)	0,041568	2,11**
Part non expliquée	0,1124146 (56,15%)	0,042010	2,68***

(***) et (**): significatif aux seuils respectifs de 1% et 5%

Source : Auteurs, à partir des données de l'EESI 2, Cameroun

Tableau 2 : Résultats de la décomposition globale du différentiel de probabilité de participation à une activité rémunérée entre sexes au Gabon

	Coefficients	Ecart-type	Z
Hommes	0,694964	0,0063047	110,23***
Femmes	0,5313066	0,0054196	98,03***
Différence totale	0,1636575 100,00%	0,008314	19,68***
Part expliquée	0,0266299 16,27%	0,0205622	1,30[ns]
Part non expliquée	0,1370275 83,73%	0,0221659	6,18***

(***)= significatif au seuil de 1% ; [ns]=non significatif

Source : Auteurs, à partir des données de l'EDS 2012, Gabon

Tableau 3 : Résultats de la décomposition globale du différentiel de probabilité de participation à une activité rémunérée entre sexes au Congo

	Coefficients	Ecart-type	Z
Hommes	0,7207532	0,0079876	90,23***
Femmes	0,6743901	0,0055178	122,22***
Différence totale	0,0463631 (100,00%)	0,0097082	4,78***
Part expliquée	0,012798 (27,60%)	0,0178828	0,72[ns]
Part non expliquée	0,0335652 (72,40%)	0,0198782	1,69*

(***) et (*): significatifs aux seuils respectifs de 1% et 10% ; [ns]=non significatif

Source : Auteurs, à partir des données de l'EDS 2012, Congo

Tableau 4 : Synthèse des effets des différentes variables sur l'écart de probabilité au Cameroun (résultats de la décomposition détaillée par la méthode de Blinder-Oaxaca)

		Part expliquée	Part non expliquée	Différence totale
Différentiel global		0,087794 (43,85%)	0,112415 (56,15%)	0,200209 (100,00%)
Groupe d'âge	<i>15-19 ans</i>	0,001436[ns]	-0,014717***	-0,013281 (-6,63%)
	<i>20-24 ans</i>	0,002891***	-0,001792[ns]	0,001099 (0,55%)
	<i>35-44 ans</i>	-0,000046[ns]	-0,005037[ns]	-0,005083 (-2,54%)
	<i>45-54 ans</i>	-0,000454[ns]	-0,016051***	-0,016505 (-8,24%)
	<i>55-64 ans</i>	0,000992[ns]	-0,014527***	-0,013535 (-6,76%)
Niveau d'instruction	<i>Non scolarisé</i>	-0,003726*	0,020877***	0,017151 (8,57%)
	<i>Primaire</i>	0,002718***	0,032384***	0,035102 (17,53%)
	<i>Supérieur</i>	0,003382***	-0,004231*	-0,00085 (-0,42%)
Région de résidence	<i>Ouest/littoral</i>	0,000627**	-0,024196***	-0,02357 (-11,77%)
	<i>Grand Nord</i>	-0,000087[ns]	0,003476[ns]	0,003389 (1,69%)
	<i>Nord-Ouest/Sud-Ouest</i>	0,000289[ns]	-0,020795***	-0,02051 (-10,24%)
Sexe du chef de ménage	<i>CM_Féminin</i>	-0,001681[ns]	-0,002600[ns]	-0,00428 (-2,14%)
Statut matrimonial	<i>Célibataire</i>	-0,018777***	-0,049945***	-0,06872 (-34,33%)
	<i>Veuf(ve)/Séparé(e)/Divorcé(e)</i>	0,002819[ns]	-0,014677***	-0,01186 -5,92%
Religion	<i>Musulman</i>	0,000198[ns]	0,024406***	0,024604 (12,29%)
	<i>Animiste/Autres</i>	0,000071[ns]	0,001201[ns]	0,001272 (0,64%)
	<i>Sans religion</i>	-0,000239[ns]	-0,000895[ns]	-0,00113 (-0,57%)
Lien de parenté	<i>Conjoint(e) du chef de ménage</i>	0,117488**	-0,118031***	-0,00054 (-0,27%)
	<i>Fils/Fille du CM</i>	-0,006674***	-0,016122***	-0,0228

				(-11,39%)
	<i>Autres liens</i>	-0,002260**	-0,005955[ns]	-0,00822 (-4,10%)
Niveau de vie	<i>Moyen</i>	0,000674*	0,017025**	0,017699 (8,84%)
	<i>Elevé</i>	0,000034[ns]	0,014822*	0,014856 (7,42%)
Niveau d'instruction du chef de ménage	<i>CM_Non scolarisé</i>	-0,000300[ns]	0,005831[ns]	0,005531 (2,76%)
	<i>CM_Primaire</i>	0,000092[ns]	-0,009078[ns]	-0,00899 (-4,49%)
	<i>CM_Supérieur</i>	-0,000729**	-0,007187**	-0,00792 (-3,95%)
Nombre d'enfants âgés de 5 à 14 ans	<i>1 à 2</i>	0,001135**	-0,015267**	0,014132 (-7,06%)
	<i>3 à 8</i>	0,000292[ns]	-0,002475[ns]	-0,002183 (-1,09%)

Les étoiles représentent le seuil de significativité statistique : (***)= 1% ; (**)=5% ; (*)=10% ; ns=non significatif

Source : Exploitation des données de l'EESI 2, Cameroun

Tableau 5 : Synthèse des effets des différentes variables sur l'écart de probabilité au Gabon (résultats de la décomposition détaillée par la méthode de Blinder-Oaxaca)

		Part expliquée	Part non expliquée	Différence totale	
	Différentiel global	0,026629[ns] 16,27%	0,137028*** 83,73%	0,163658 (100,00%)	Les étoiles représentent le seuil de significativité statistique : (***)= 1% ; (**)=5% ; (*)=10% ; ns=non significatif Source : Exploitation des données de l'EDS 2012, Gabon
Groupe d'âges	20-24 ans	-0,002313**	0,054093***	0,05178 (31,64%)	
	25-29 ans	-0,003177**	0,081974***	0,078796 (48,15%)	
	30-34 ans	0,000347[ns]	0,088352***	0,088699 (54,20%)	
	35-39 ans	0,001965*	0,084977***	0,086942 (53,12%)	
	40-44 ans	0,001043[ns]	0,071852***	0,072895 (44,54%)	
	45-49 ans	0,001876**	0,056082***	0,057958 (35,41%)	
Région de résidence	Nord	0,000931[ns]	-0,045890***	-0,04496 (-27,47%)	
	Sud	0,000076[ns]	0,008847*	0,008923 (5,45%)	
	Est	0,000016[ns]	0,008489*	0,008505 (5,20%)	
Milieu de résidence	Rural	-0,000341[ns]	0,004264[ns]	0,003923 (2,40%)	
Niveau d'instruction	Non scolarisé	-0,000033[ns]	-0,000033[ns]	-6,6E-05 (-0,04%)	
	Primaire	-0,000874[ns]	0,008480[ns]	0,007606 (4,65%)	
	Supérieur	0,000549[ns]	0,004095**	0,004644 (2,84%)	
Religion	Musulman	0,004938**	0,010887***	0,015824 (9,67%)	
	Animiste/Autre	0,000110[ns]	0,000323[ns]	0,000432 (0,26%)	
	Sans religion	0,000584[ns]	-0,001245[ns]	-0,00066 (-0,40%)	
Lien de parenté avec le CM	Chef de ménage	0,025665***	0,042460***	0,068125 (41,63%)	
	Conjoint du CM	0,008043[ns]	-0,006599[ns]	0,001444 (0,88%)	
	Aux liens	-0,000035[ns]	0,009089**	0,009054 (5,53%)	
Sexe du CM	CM_Fme	-0,001078[ns]	0,010040[ns]	0,008962 (5,48%)	
Niveau de vie du ménage	Moyen	0,000056[ns]	0,007135*	0,007191 (4,39%)	
	Elevé	0,000081[ns]	-0,006362[ns]	-0,00628 (-3,84%)	
Situation matrimoniale	Célibataire	-0,011266***	-0,075116***	-0,08638 (-52,78%)	
	Veuf(ve)/Sép/Div	-0,000533[ns]	0,011298***	0,010765 (6,58%)	

		Part expliquée	Part non expliquée	Différence totale
	Différentiel global	0,012798[ns] 27,60%	0,033565* 72,40%	0,046363 (100,00%)
Groupe d'âges	20-24 ans	-0,00331[ns]	0,004238[ns]	0,000931 (2,01%)
	25-29 ans	-0,00564[ns]	0,010182**	0,004541 (9,79%)
	30-34 ans	0,002786[ns]	0,002205[ns]	0,004991 (10,76%)
	35-39 ans	0,002012[ns]	0,005061[ns]	0,007073 (15,26%)
	40-44 ans	0,005286[ns]	0,001142[ns]	0,006428 (13,86%)
	45-49 ans	0,00123[ns]	0,007408*	0,008638 (18,63%)
Région de résidence	Nord	-2,4E-05[ns]	-0,01499***	-0,01502 (-32,39%)
	Centre	-1,8E-05[ns]	0,002633[ns]	0,002616

Tableau 6 : Synthèse des effets des différentes variables sur l'écart de probabilité au Congo (résultats de la décomposition détaillée par la méthode de Blinder-Oaxaca)

				(5,64%)
Milieu de résidence	Rural	0,000977[ns]	-0,09847***	-0,09749 (-210,27%)
Niveau d'instruction	Non scolarisé	-0,00605[ns]	0,013989**	0,007937 (17,12%)
	Primaire	-0,00526[ns]	0,012307[ns]	0,007047 (15,20%)
	Supérieur	-0,00093[ns]	-0,00227**	-0,0032 (-6,91%)
Religion	Musulman	0,000459[ns]	0,000765[ns]	0,001224 (2,64%)
	Animiste/Autre	-0,00042[ns]	0,001159[ns]	0,000737 (1,59%)
	Sans religion	0,000596[ns]	0,001541**	0,002137 (4,61%)
Lien de parenté avec le CM	Chef de ménage	0,030183[ns]	0,008872***	0,039054 (84,24%)
	Aures liens	0,000399[ns]	0,006732***	0,007131 (15,38%)
Sexe du CM	CM_Fme	-0,00011[ns]	0,002479[ns]	0,002372 (5,12%)
Niveau de vie du ménage	Moyen	2,09E-05[ns]	0,007829**	0,00785 (16,93%)
	Elevé	-0,00043[ns]	0,009609[ns]	0,009181 (19,80%)
Situation matrimoniale	Célibataire	-0,00659*	0,00718[ns]	0,000593 (1,28%)
	Veuf(ve)/Sép/Div	-0,00237[ns]	0,010603*	0,008234 (17,76%)

Les étoiles représentent le seuil de significativité statistique : (***)= 1% ; (**)=5% ; (*)=10% ; ns=non significatif

Source : Exploitation des données de l'EDS 2012, Congo