

Genre et participation au marché du travail au Cameroun

[Gender and labor force participation in Cameroon]

Sabine Nadine EKAMENA NTSAMA¹, Yves André ABESSOLO², and Pauline NGO TEDGA¹

¹Département des sciences sociales pour le développement,
Institut Supérieur du Sahel,
Université de Maroua,
Maroua, Cameroun

²Département d'Economie des Ressources Humaines,
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion,
Université de Yaoundé 2-Soa,
Soa, Cameroun

Copyright © 2014 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the ***Creative Commons Attribution License***, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: The aim of this study is to examine sources of gender disparity and the factors that contribute to this gap in labor force participation in Cameroon. From the theories associated to labor market discrimination and making hypothesis regarding labor force participation, our methodology uses models developed from these hypothesis Based on economic theories explaining gender gaps and using the data from the third Cameroon household consumption survey, econometric methods have been used to decompose the various gaps. We find the following results: 1) the participation rate is a function of age, job training, education and locality of residence; 2) gender discrimination is one explanation of the unexplained gender gap in labor force participation; 3) the total gap between male and female workers, accounted for by the mean probability of labor force participation is 4,09% ; the decomposition shows that this gender gap explained by individual characteristics is 36.56% while Discrimination part is 63.44% of the total gap. The factors that contribute significantly to this difference are: age, years of education, job training, marital status and place of residence.

KEYWORDS: Labor force participation, gender gap, discrimination, segregation, Oaxaca-Blinder decomposition.

RESUME: L'objectif de cette étude est d'analyser les écarts de genre en la participation au marché du travail au Cameroun. Sur la base des théories économiques expliquant les écarts de genre et en utilisant les données de la troisième enquête camerounaise auprès des ménages, des méthodes économétriques ont été utilisées pour décomposer les différents écarts. A l'issue des travaux, les résultats suivants ont été trouvés : qu'il s'agisse des hommes ou des femmes, le taux de participation est une fonction de l'âge, de la formation professionnelle, de l'éducation, du milieu de résidence ; par ailleurs, il existe des différentiels de genre sur le marché du travail et la discrimination de genre est une réalité au Cameroun ; l'écart de probabilité moyenne de participation estimé au marché du travail entre les hommes et les femmes est de 4,09% ; la décomposition de cet écart montre que la part de genre expliquée par les caractéristiques individuelles est de 36,56% tandis que la discrimination occupe 63,44 % du différentiel total. Les variables qui contribuent significativement à cette différence de participation de genre sont : l'âge, les années d'études, la formation professionnelle, le statut matrimonial et le milieu de résidence.

MOTS-CLEFS: participation au marché du travail, ségrégation occupationnelle, discrimination, différentiel de genre, décomposition Oaxaca-Blinder.

1 INTRODUCTION

Les défis du marché du travail constituent de plus en plus un sujet d'importance pour les politiques de développement. L'ampleur du chômage, la prévalence des emplois précaires et peu productifs, l'étendue du secteur informel, le nombre élevé de travailleurs pauvres, ainsi que les questions liées aux fortes disparités de genre, sont les caractéristiques les plus frappantes du marché du travail et des préoccupations de premier rang dans les pays en voie de développement [1]. Ces disparités sur le marché du travail peuvent être par exemple observées entre les salariés ruraux et urbains ou entre ceux du secteur primaire et secondaire. Elles peuvent aussi exister au sein du secteur primaire entre les salariés de deux branches différentes.

Les explications de ces différences sont nombreuses et plusieurs cadres théoriques ont tenté de formaliser leur origine. L'une des raisons évoquées pour expliquer les différences de traitement des hommes et des femmes sur le marché du travail est la discrimination. Sur un plan économique, on parle de discrimination « lorsque certains individus ayant une particularité commune semblent spécialement défavorisés, en raison de cette particularité, indépendamment de leurs caractéristiques productives. » [2]. Une conséquence de la discrimination à l'accès au marché du travail est que le groupe discriminé se retrouve concentré dans des professions dont les conditions de travail et de rémunération sont plutôt défavorables. Ceci les laisserait dans une situation de précarité et de pauvreté. La discrimination limite donc la possibilité d'obtenir ou d'exercer le type d'emploi que les femmes souhaitent, de développer leur potentiel, leurs compétences et leurs talents et d'être rémunérées comme elles le méritent [3]. A des degrés divers, la discrimination touche les diplômées comme les non diplômées et agit plus fortement dans certains secteurs d'activités. Ces victimes de la discrimination éprouvent et subissent une disqualification et une injustice dont elles cherchent à se défendre par des attitudes souvent dommageables: certaines, généralement diplômées, choisissent, par anticipation, la voie d'une disqualification dans leur recherche d'emploi et anéantissent le bénéfice des efforts entrepris pour l'acquisition d'un diplôme; d'autres refusent de se former, fuient l'emploi ou ne l'envisagent que dans certains secteurs de l'emploi (notamment le secteur informel même si cela est moins viable compte tenu de la nécessité de gagner un peu d'argent).

Des explications théoriques des écarts de genre en la participation au marché du travail relatives au capital humain reposent sur les différences de genre en productivité [4]. D'autres explications sont fondées sur la spécialisation des rôles dans le ménage [5], sur le comportement distinct des hommes et des femmes lors de la recherche de l'emploi [6] et sur la ségrégation professionnelle envers les femmes sur le marché du travail [7]

Le problème qui se pose généralement dans ces études est de déterminer dans quelle mesure les écarts observés reflètent une discrimination. Pour cela, un recours à un travail empirique est souvent effectué afin de mesurer cette discrimination, et si elle existe son ampleur. Au Cameroun, les femmes font partie des groupes vulnérables de la population. A ce titre, le Gouvernement et la communauté internationale accordent une attention particulière à leur situation, notamment en veillant à la protection de leurs droits. Cette protection se traduit par la souscription du Cameroun aux Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD) et la ratification des instruments internationaux relatifs à la protection des femmes tels que la Convention sur l'Élimination de toutes les formes de Discrimination à l'Égard des Femmes (CEDEF) et le protocole à la Charte Africaine des Droits de l'Homme et des Peuples relatif aux droits des femmes. L'objectif de cette étude est d'analyser les différentiels de genre dans le processus d'insertion sur le marché du travail. Il s'agit d'identifier les facteurs qui conduisent à une différence de participation entre hommes et femmes sur le marché du travail au Cameroun. Pour cela, nous formulons l'hypothèse selon laquelle le différentiel de genre à l'accès au marché du travail découle des choix de formation des femmes.

Pour déterminer ces différentiels à l'accès à l'emploi entre les hommes et les femmes, nous utilisons une extension de la méthode classique de décomposition d'Oaxaca-Blinder [8], [9] dans le cas des modèles non linéaires développée par Fairlie [10]. Cette méthode permet de départager dans l'écart d'accès estimé aux caractéristiques moyennes des deux groupes d'individus, la part relative à une différence dans les caractéristiques individuelles et la part qui se rapporte à la discrimination.

Ce travail a cinq sections, dans la deuxième, nous présentons de façon théorique les déterminants des différentiels de genre en la participation au marché du travail ainsi que les spécificités du marché du travail camerounais, la troisième est consacrée à la méthodologie et les résultats sont présentés dans la quatrième section.

2 LES DETERMINANTS DES DIFFERENTIELS DE GENRE EN LA PARTICIPATION AU MARCHE DU TRAVAIL AU CAMEROUN

Des théories ont été développées pour expliquer les différences de participation entre hommes et femmes sur le marché du travail. Parmi elles, il y a celles qui justifient l'écart de genre par la différence en caractéristiques individuelles entre les

hommes et les femmes, il s'agit de : la théorie du capital humain, la théorie des stratégies de survie, la théorie de la mobilité et de la recherche d'emploi et la ségrégation occupationnelle.

2.1 L'APPORT DE LA THEORIE DU CAPITAL HUMAIN

L'éducation, la scolarité et plus généralement la formation ont été considérées comme un investissement en capital humain. L'explication des disparités professionnelles de genre qui repose sur la théorie du capital humain montre que l'investissement dans l'éducation et la formation professionnelle conduit aux meilleurs emplois et par conséquent à un salaire plus élevé [4]. Selon la théorie du capital humain, l'investissement dans l'éducation et la formation professionnelle conduit aux meilleurs emplois. Ainsi, la détention d'un diplôme supérieure ou une formation supplémentaire à ceux des autres concurrents joue un rôle de signalement et de distinction [11]. Si les femmes anticipent qu'elles auront une mauvaise carrière avec des interruptions, elles investiront moins de temps et d'énergie pour acquérir le capital humain. Ce moindre investissement en formation initiale se perpétuerait sur le marché du travail par l'acquisition d'expérience professionnelle plus réduite que les hommes du fait d'arrêts d'activité fréquents. Dans cette optique, les femmes accumuleraient moins de capital humain que les hommes produisant alors des différences de productivité et donc de salaire. De plus leur investissement serait ciblé à des formations conduisant à des emplois pour lesquels les interruptions sont moins pénalisantes sur la carrière et les salaires [7]. De même, ne suivant pas les mêmes formations, les femmes occuperaient logiquement des professions différentes [12]. Les différences dans la participation au marché du travail entre hommes et femmes, peuvent donc se traduire par des écarts d'investissement en capital humain (niveau ou type d'éducation initiale et expérience professionnelle), et donc par des différentiels de productivité [4].

Les dotations en capital humain au Cameroun montrent que les hommes sont plus instruits et plus formés professionnellement que les femmes que ce soient au niveau secondaire qu'au niveau supérieur. En effet, 33,22% d'hommes ont un niveau d'études secondaire contre 29,63% de femmes et 7,12% d'hommes ont effectué des études supérieures contre 5,08% de femmes. Le nombre d'années d'études des hommes est en moyenne plus élevé de 9 points en pourcentage relativement à celui des femmes. De plus, les hommes ont plus de chance d'avoir une formation professionnelle (51,54% contre 35,46% de femmes) [13]. Nous constatons donc qu'après les études secondaires, le plus grand nombre de camerounais quelque soit le sexe préfèrent se lancer dans la recherche de l'emploi abandonnant ainsi les études supérieures. Certains pensent que malgré l'obtention des diplômes supérieurs, ils finiront par se retrouver sans un emploi correspondant à leur profil.

2.2 LES EXPLICATIONS A TRAVERS LA THEORIE DES STRATEGIES DE SURVIE

La théorie des stratégies de survie perçoit dans les comportements sociodémographiques des individus et des ménages pauvres ou en situation de précarité un ensemble d'actions intentionnelles, rationnelles et coordonnées dont le but ultime est d'améliorer leurs conditions de vie [14]. Selon cette théorie, l'augmentation de la participation des femmes et des autres membres du ménage au marché du travail serait due à la variation de la spécialisation des rôles dans le ménage. La théorie de la spécialisation des rôles dans le ménage stipule que le ménage étant considéré comme une unité de production, les membres ont intérêt à se spécialiser dans une activité marchande ou non. Le rôle de la femme est au foyer, elle s'occupe des travaux domestiques et de ceux liés à la procréation. Tandis que l'homme s'adonne aux activités marchandes et est le principal pourvoyeur de revenu [5], [15]. Cependant, pour que cette théorie soit économiquement rentable, il faut que celui qui joue le rôle de pilier économique du ménage dispose d'un travail stable qui génère des revenus suffisants pour combler les besoins du ménage. Dans la plupart des pays en Afrique subsaharienne, les conditions d'activité sont précaires et la rémunération du travail assez faible. Si pour une raison ou pour une autre, il n'est pas à même de bien assurer cette fonction, le ménage est contraint de mettre en place des stratégies génératrices de ressources supplémentaires. L'une de ces stratégies consiste à insérer les femmes au marché du travail.

Au Cameroun, la proportion d'hommes vivants en couple est plus élevée (soit 90,67%) que celle des femmes (30%). Il y a donc plus de femmes chef de ménage seules. En effet, il y a 21,94% de femmes célibataires et 48% de femmes séparées (veuves ou divorcées). Le nombre de femmes vivant seules, et de femmes chefs de ménages est relativement élevé. Ceci explique le nombre élevé de ménages monoparentaux dont le chef est une femme (81%), alors qu'on retrouve plus d'hommes dans les ménages nucléaires (69,69%) [13]. A la vue de ces données, il apparaît que d'autres facteurs ont encouragé la participation accrue des femmes au marché du travail au Cameroun: il s'agit de la croissance du nombre de familles monoparentales dirigées par une femme, l'augmentation des divorces, l'augmentation des besoins économiques des familles. Par ailleurs la participation des femmes ne saurait être simplement considérée sous l'angle des stratégies de survie car, avec la modernisation et l'élévation du niveau d'instruction, elles devraient aspirer à un statut plus favorable qui passe par la participation à l'activité économique, que le ménage soit pauvre ou non.

2.3 LA PRISE EN COMPTE DES COMPORTEMENTS DES HOMMES ET DES FEMMES SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL

D'autres explications avancées pour interpréter les différentiels de genre peuvent reposer sur leurs comportements sur le marché du travail, notamment lors de la recherche de l'emploi. En effet, la probabilité de trouver un meilleur emploi avec une bonne offre de salaire correspond aux difficultés rencontrées lors de la recherche de l'emploi, de l'état du marché, de l'intensité de recherche et des caractéristiques personnelles du chômeur [16]. Des différences apparaissent entre l'homme et la femme lors de la recherche de l'emploi. Les femmes cherchent moins l'emploi que les hommes et le fait d'être marié a un effet négatif dans la recherche de l'emploi sur les femmes et positif sur les hommes [17].

Au Cameroun, les hommes et les femmes ont des comportements différents lors de la recherche de l'emploi. Les données montrent qu'en moyenne, les hommes se déplacent plus pour chercher l'emploi, soit 29,60% contre 10,55% de femmes. Cela montre que les hommes cherchent plus l'emploi que les femmes. Ce qui confirme la théorie de Jones [6] selon laquelle les hommes passent plus de temps que les femmes à chercher l'emploi. Pourtant, un chômeur exerçant d'importants efforts de recherche, a plus de possibilités de recevoir des offres d'emploi que celui qui ne cherche pas intensément. Le plus souvent, elles (34,20% de femmes) cherchent le travail en fonction du lieu de travail de leur mari ou de leur famille. Ceci constitue un facteur important de différences en caractéristiques individuelles limitant ainsi leur participation au marché du travail.

Tableau 1. Répartition des individus dans la recherche de l'emploi

Migrations	Hommes	Femmes	Ensemble
Travail	28,60	11,29	24.42
Recherche d'emploi	29,60	10,55	25.02
Suivre la famille	7,87	34,20	14.70
Etude	7.61	9,60	8.09
Autres (santé, logement, problème de famille, ...)	26,32	34,36	27,77

Source: ECAM 3

2.4 LA SEGREGATION OCCUPATIONNELLE

Le modèle de cantonnement ou « Crowding hypothesis » [18] constitue une des explications théoriques de la ségrégation professionnelle. Selon ce modèle, la concurrence est imparfaite sur le marché du travail, le groupe dominant (les hommes) peut rationner l'entrée dans certains types d'emplois et ainsi bénéficier d'un taux de salaire plus élevé dans ces emplois. En revanche, le groupe défavorisé (les femmes) est exclu de ces emplois et se retrouve dans un nombre limité d'emplois. La ségrégation dans les activités de travail constitue un facteur supplémentaire d'inégalité : non seulement les femmes sont tenues à l'écart de certains métiers traditionnellement réservés aux hommes (ségrégation horizontale), mais en plus elles se voient exclues des postes hiérarchiquement supérieurs (ségrégation verticale).

Le marché du travail camerounais est caractérisé par une segmentation en deux secteurs largement juxtaposés : un secteur moderne ou formel plus ou moins structuré (secteur public et parapublic, grandes entreprises et petites et moyennes entreprises déclarées) et un secteur non structuré dit « informel », dominé en milieu urbain par l'auto-emploi et en milieu rural par l'agriculture traditionnelle. Le secteur informel fournit le plus d'opportunités d'insertion économique, en effet, il occupe aujourd'hui environ 90 % d'actifs, tandis que le secteur publique contient 5,8 %, et le secteur privé formel 3,7 %. Au Cameroun, on constate que les femmes tendent à être surreprésentées dans les emplois à bas salaire et surtout dans le secteur informel agricole où les rendements et les revenus d'exploitation sont plus faibles. En effet, en 2010, 93,8 % des femmes travaillent dans le secteur informel contre 87,5 % des hommes [19], [20].

3 METHODOLOGIE

Dans cette section, nous présentons la méthodologie de décomposition de la probabilité de participation au marché du travail, la base de données ainsi que les variables d'intérêt.

3.1 LA DECOMPOSITION DE LA PROBABILITE DE L'ACCES AU MARCHÉ DU TRAVAIL

Pour appréhender la nature des mécanismes à l'origine des différences d'accès à l'emploi entre les hommes et les femmes, nous partons de la méthode classique de décomposition Oaxaca-Blinder [8], [9]. La méthode classique permet de départager dans l'écart d'accès estimé aux caractéristiques moyennes des deux groupes d'individus, ce qui est relatif à une différence dans les attributs possédés par les individus selon leur sexe, et ce qui se rapporte à la valorisation différenciée des mêmes caractéristiques. La deuxième composante, qui n'est pas expliquée par les différences de caractéristiques observées des individus, est classiquement conçue comme la manifestation d'un phénomène de discrimination [21].

La décomposition Oaxaca-Blinder est usuelle lorsque la variable d'intérêt est continue, le problème est un peu plus complexe dans le cas d'une variable discrète comme c'est le cas ici. Cette question a néanmoins fait l'objet de développements récents, [10], [22], [23], [24]. Tous ces auteurs proposant des généralisations de la décomposition Blinder-Oaxaca à des fonctions non-linéaires. A partir de deux groupes pour lesquels on cherche à saisir l'origine des disparités, un problème méthodologique dans la décomposition des écarts tient à la définition de la structure (de probabilité d'accès à l'emploi) de référence en l'absence de discrimination.

Fondée sur un arbitrage individuel entre revenu du travail et loisir, la décision de participation au marché du travail peut être formalisée par une structure à choix discret où l'individu i choisi ou non de participer au marché du travail. Le modèle estimant la probabilité d'accès à l'emploi est de la forme suivante :

$$V_{ij} = \alpha_i Z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

La probabilité d'être travailleur s'écrit comme suit :

$$P_{ij} = \text{prob}(V_{ij} > 0) = \text{prob}(\varepsilon_{ij} = -\alpha_i Z_{ij}) = \Phi(\alpha_i Z_{ij}) \quad (2)$$

i est l'indice de l'individu i du genre j , avec $j=h,f$, V_{ij} est la variable de participation au marché du travail, c'est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si l'individu travaille et 0 sinon, Z_{ij} est un vecteur de caractéristiques individuelles (comprenant des variables visant à capturer le potentiel de productivité) et de caractéristiques familiales influençant les décisions individuelles de participation, α_i est le vecteur des paramètres associé et ε_{ij} le terme d'erreurs de l'équation. $\Phi(\cdot)$ est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

Dans cette étude, on a deux groupes d'individus à savoir, les hommes et les femmes. La probabilité pour un homme de travailler est : $P_{ih} = \Phi(\alpha_h Z_{ih})$. Tandis que la probabilité pour qu'une femme travaille est : $P_{if} = \Phi(\alpha_f Z_{if})$.

L'écart de probabilité moyenne d'emploi entre les deux sexes s'écrit :

$$\bar{P}_h - \bar{P}_f = \Phi(\hat{\alpha}_h Z_{ih}) - \Phi(\hat{\alpha}_f Z_{if}) \quad (3)$$

Dans notre cas, nous considérons que la discrimination est dirigée contre les femmes et qu'il n'y a pas de discrimination envers les hommes. La décomposition est donc faite en considérant la variable $\text{sexe} = 0$ (les hommes) comme référence. Cet écart peut se réécrire selon la probabilité moyenne des hommes, la probabilité moyenne des femmes et celle d'un groupe fictif qui a les caractéristiques Z_{if} des femmes et le comportement des hommes donné par les coefficients α_h (Yun, 2004). Cette décomposition peut être menée à la fois au niveau agrégé et pour chaque variable explicative prise en compte dans l'analyse. Nous obtenons donc l'équation suivante :

$$\bar{P}_h - \bar{P}_f = \left[\overline{\Phi(\hat{\alpha}_h Z_{ih})} - \overline{\Phi(\hat{\alpha}_h Z_{if})} \right] + \left[\overline{\Phi(\hat{\alpha}_h Z_{if})} - \overline{\Phi(\hat{\alpha}_f Z_{if})} \right] \quad (4)$$

Le terme $\overline{\Phi(\hat{\alpha}_h Z_{ih})} - \overline{\Phi(\hat{\alpha}_h Z_{if})}$ indique les contributions de chaque variable à la fois aux écarts liés aux différences de caractéristiques observables. C'est la partie expliquée de la différence des probabilités d'accès, c'est-à-dire ce qui est dû à l'écart entre les dotations des hommes et des femmes au regard des caractéristiques observées explicatives de l'accès au marché du travail.

Le terme $\overline{\Phi(\hat{\alpha}_h Z_{if})} - \overline{\Phi(\hat{\alpha}_f Z_{if})}$ correspond aux écarts liés aux différences de coefficients pour les caractéristiques retenues pour la régression. C'est la partie inexpliquée de la différence des probabilités d'accès, il s'agit des écarts liés aux effets des différences entre les variables non mesurables et non observées des hommes et des femmes. Cette composante, non expliquée par les différences de dotations observées des individus représente la discrimination [25].

3.2 LA BASE DE DONNEES ET LA DEFINITION DES VARIABLES

Il s'agit de décrire la base ainsi que ses limites. Puis, de délimiter notre échantillon à travers la définition de la variable dépendante ainsi que toutes les variables permettant d'expliquer la participation au marché du travail.

3.2.1 LES DONNEES

Les données statistiques utilisées sont issues de la troisième enquête camerounaise auprès des ménages menée par l'Institut National de la Statistique en 2007. Cette enquête menée auprès des ménages, a recouvert tout le territoire national et toutes les catégories d'actifs. La qualité de tout travail empirique dépend des données utilisées, bien qu'ECAM 3 soit la plus récente, elle se heurte à quelques insuffisances liées tantôt aux degrés de détails de certaines variables, tantôt à l'absence d'information sur d'autres. Ces insuffisances pourraient limiter nos analyses. En particulier, cette base ne fournit pas d'informations relatives à la fécondité des femmes, alors que cette variable s'avère très utile dans l'analyse de l'écart à l'accès au marché du travail entre les hommes et les femmes.

3.2.2 LA DEFINITION DES VARIABLES

Dans la zone de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), l'âge institutionnel pour travailler est de 17 ans, néanmoins, les individus âgés de 15 ans exercent des activités qui contribuent à la croissance économique dans l'informel. C'est pourquoi selon l'Organisation Internationales du Travail (OIT), l'âge requis pour entrer dans la vie active est de 15 ans. Nous limitons donc nos analyses sur les individus âgés de 15 à 60 ans. Notre échantillon est constitué de 9960 travailleurs. Parmi lesquels 7465 hommes et 2495 femmes. Les variables utilisées sont présentées dans le tableau 2.

Tableau 2. Variables utilisées

Variables	Définitions
Participation	C'est une variable muette. Elle est déterminée à partir des actifs occupés. Ce sont des individus ayant effectué un emploi pendant au moins une heure contre un revenu en espèces ou en nature pendant les sept derniers jours, ou qui ont un emploi mais n'ont pas travaillé au cours des sept derniers jours.
Age (15-60)	Age en années de l'individu au moment de l'enquête, Age^2 est calculé par $age^2/100$
Formation	Formation professionnelle : variable muette
Milieu de résidence	Milieu de résidence de l'individu avec deux modalités toutes des variables muettes : 1 = milieu urbain (urbain et semi urbain) ; 2 = milieu rural
Statut matrimonial	Statut matrimonial de l'individu à trois modalités toutes des variables muettes: 1 = célibataire ; 2 = en couple (marié ou union libre) ; 3 = séparé (divorcé ou veuf)
Religion	Religion de l'individu à quatre modalités toutes des variables muettes : 1=Eglise chrétienne traditionnelle (catholique ou protestant) ; 2 = Eglise chrétienne réveillée ; 3 = Musulmans ; 4 = autre religion (sans religion et autres religions)
Taille du ménage	Nombre de personnes vivant dans le ménage
Type de ménage	Type de ménage à quatre modalités toutes des variables muettes : 1 = ménage unipersonnel ; 2 = monoparental ; 3 = nucléaire ; 4 = élargi (élargi et autre élargi)
Niveau d'études	Variable quantitative mesurant le nombre d'année d'études achevés avec succès

Sources: ECAM III

Dans notre échantillon, la variable *participation au marché du travail* est déterminée à partir des actifs occupés. Ce sont les personnes qui ont travaillé au moins une heure au cours des sept derniers jours, ou qui ont un emploi mais n'ont pas travaillé au cours des sept derniers jours, ou qui ont cherché un emploi au cours des quatre semaines précédentes.

Certaines variables qualitatives à plusieurs modalités ont été transformées en termes de variables dichotomiques. Il s'agit du statut matrimonial du chef de ménage qui est composé des modalités *célibataire*, *mariés polygames*, *mariés monogames*, *en union libre*, *veufs*, *divorcé ou séparé*. Celles-ci sont regroupées en trois modalités : un individu qui n'a jamais été marié (*célibataire*), un individu qui a été marié mais s'est séparé de son partenaire de suite d'un décès ou d'un divorce (*séparé*) et un individu marié légalement ou en union libre (*en couple*). Il s'agit également des variables *milieu de résidence*, *type de ménage*, *religion*. Quant à la variable *niveau d'éducation*, elle est aussi transformée mais déterminée par le nombre d'années d'études avec succès de l'individu. Les variables *âge* et $\text{âge}^2/100$, *la taille du ménage*, *la formation professionnelle* sont également pris en compte. Le *sexe* est une variable muette égale à 0 s'il s'agit des hommes et égale à 1 s'il s'agit des femmes.

4 LES RESULTATS

4.1 DETERMINANTS DE LA PARTICIPATION AU MARCHE DU TRAVAIL

Les résultats de l'estimation par le *Probit* du modèle de participation estimé différemment pour les hommes et les femmes sont contenus dans les tableaux 3 et 4 ci-dessous. Ces tableaux montrent les coefficients et les effets marginaux estimés à partir des régressions *Probit* pour les hommes et les femmes.

Tableau 3. Estimation de l'équation structurelle de participation au marché du travail

Variable dépendante : taux de participation	HOMMES			FEMMES		
	Coefficients	Ecart-type	z	Coefficients	Ecart-type	z
Age	0,21357	0,01932	11,06***	0,21215	0,02506	8,47***
Age ² /100	-0,29517	0,02366	-12,48***	-0,25945	0,03141	-8,26***
Années d'études	-0,03626	0,00713	-5,08***	-0,04961	0,01031	-4,81***
Formation professionnelle	0,24911	0,06854	3,63***	0,30203	0,08943	3,38***
Célibataire	0,00484	0,18945	0,03	0,15932	0,13910	1,15
En couple	0,58437	0,17896	3,27***	-0,25289	0,11651	-2,17***
Chrétiens traditionnels	-0,02167	0,13540	-0,16	0,04249	0,19574	0,22
Musulmans	0,06300	0,15428	0,41	-0,66622	0,21569	-3,09***
Autres religions	0,20029	0,19120	1,05	0,49632	0,32233	1,54
Taille du ménage	-0,00895	0,01284	-0,7	0,00771	0,01999	0,39
Ménage monoparental	0,33371	0,21024	1,59	0,22821	0,13020	1,75*
Ménage élargi	0,09416	0,07814	1,21	0,22744	0,13951	1,63
Milieu urbain	-0,59564	0,09566	-6,23***	-1,02303	0,14293	-7,16***
Constante	-1,29808	0,43009	-3,02	-1,62108	0,50611	-3,2
LR chi2(13)	395,22***			242,02***		
Pseudo R2	0,1851			0,1756		
Nombre d'observations	7465			2495		

Sources: ECAM III. Les *, **, *** correspondent au niveau de significativité 10%, 5% et 1% respectivement. La modalité *milieu rural* est la modalité de référence de la résidence. La modalité *séparé* est la modalité de référence du statut matrimonial. La modalité *église réveillée* est la modalité de référence de la religion. La modalité *ménage nucléaire* est la modalité de référence du type de ménage.

Comme attendu, le taux de participation est une fonction de l'âge, de la formation professionnelle et de l'éducation. Globalement, ce taux est plus élevé pour les hommes au niveau de l'âge, tandis qu'il est un peu plus élevé pour les femmes en formation et en éducation.

L'âge est largement significatif à la probabilité de participation des hommes et des femmes au marché du travail, car quand un individu prend de l'âge et ne travaille pas, il révisé à la baisse son salaire de réserve et devient alors moins exigeant sur le marché du travail. Il est prêt à accepter un travail avec un salaire d'un niveau inférieur au vu des charges sociales et familiales qui augmentent avec l'âge. L'âge au carré est significativement différent de zéro mais a un signe négatif, ceci s'explique par le fait qu'un individu qui vieillit ressent moins l'envie d'aller travailler, il songe à prendre sa retraite ; de plus les employeurs ne recrutent pas les personnes âgées. Ainsi, l'accès à l'emploi augmente avec l'âge jusqu'à un certain moment où il commence à décroître.

La taille et le type du ménage n'ont pas d'impact sur la probabilité de participation au marché du travail. Le fait qu'un homme soit marié augmente sa probabilité de participation au marché du travail tandis que c'est le contraire chez les femmes. Celles qui sont mariées ont une probabilité négative d'accéder au marché du travail. Plus le mari travaille et a un revenu important, moins la femme trouve l'intérêt à travailler. En général, les jeunes femmes qui s'engagent très tôt en union sont le plus souvent, pour des contraintes familiales, obligées d'arrêter les études. Cette situation est défavorable à leur compétitivité sur le marché du travail. Notons aussi qu'une bonne partie des femmes en union s'occupent davantage des travaux ménagers et la ménagère n'est pas considérée comme active occupée.

Tableau 4. Effets marginaux des équations structurelles du modèle probit estimé pour les hommes et femmes

	HOMMES			FEMMES		
	dy/dx	Ecart-type	z	dy/dx	Ecart-type	z
Age	0,0079095	0,00088	9,03***	0,019538	0,00241	8,1***
Age2/100	-0,0109314	0,0011	-9,94***	-0,023895	0,003	-7,97***
Année d'études	-0,001343	0,00027	-4,95***	-0,004569	0,00097	-4,73***
Formation professionnelle(*)	0,0097786	0,00291	3,37***	0,0265606	0,00772	3,44***
Célibataire (*)	0,0001786	0,00697	0,03	0,0139171	0,01159	1,2
En couple(*)	0,0308662	0,01289	2,4**	-0,025928	0,01316	-1,97**
Chrétiens traditionnels(*)	-0,0007971	0,00495	-0,16	0,00399	0,01874	0,21
Musulmans(*)	0,0022465	0,00529	0,42	-0,092773	0,04151	-2,23**
Autres religions(*)	0,0061853	0,00487	1,27	0,0314947	0,01304	2,41**
Taille du ménage	-0,0003314	0,00048	-0,7	0,0007103	0,00184	0,39
Ménage monoparental(*)	0,0088608	0,00383	2,31	0,022605	0,01396	1,62
Ménage élargi(*)	0,0033011	0,0026	1,27	0,018264	0,0098	1,86*
Milieu urbain(*)	-0,018355	0,00257	-7,15***	-0,072606	0,00774	-9,38***
Probabilité de participation prédite	0,98538			0,95657		

Sources : ECAM III. La variable dépendante est le taux de participation au marché du travail.

(*) : Dans ces cas, dy/dx indique l'effet d'un changement de la variable discrète de la valeur 0 à la valeur 1 sur la probabilité de participer au marché du travail en tant que actif occupé. Les *, **, *** correspondent au niveau de significativité 10%,5% et 1% respectivement.

La modalité *milieu rural* est la modalité de référence de la résidence. La modalité *séparé* est la modalité de référence du statut matrimonial.

La modalité *église réveillée* est la modalité de référence de la religion. La modalité *ménage nucléaire* est la modalité de référence du type de ménage.

Le milieu urbain a une influence négative sur la participation au marché du travail parce qu'en milieu urbain, il y a plus de travaux moyennant une rémunération et la demande d'emploi est élevée ; alors qu'en milieu rural la plupart des hommes et des femmes travaillent dans le secteur informel agricole où il n'y a pas de contraintes pour pénétrer dans le marché du travail. Le milieu urbain diminue toutes choses égales par ailleurs la probabilité des femmes d'accéder à l'emploi de 7,26% et celle des hommes de 1,83%.

Un niveau d'études élevé améliore significativement la probabilité de participation des hommes et femmes au marché du travail. Mais, au fur et à mesure que le niveau d'éducation augmente, la propension des individus à travailler diminue, mais de façon trop faible. Toutes choses égales par ailleurs, une année d'études supplémentaire diminue la probabilité de participation des femmes au marché du travail de 0,45% et celle des hommes de 0,13%. Le niveau d'éducation reste ainsi un atout mais il ne départage pas trop ceux qui travaillent ou non, car même les individus non scolarisés sont sur le marché du travail. L'explication est la suivante: si la scolarité donne accès à un travail qualifié, notamment dans le secteur formel, certains emplois dans le secteur informel n'exigent pas un savoir faire spécifique au préalable.

Au niveau de la variable religion, la religion musulmane a un impact négatif sur l'accès des femmes à l'emploi. Pour une femme musulmane, ses chances d'accéder à l'emploi sont réduites de 9,27 %, toutes choses égales par ailleurs. Ce phénomène s'expliquerait par les croyances ancestrales et traditionnelles qui seraient encore fortes et selon lesquelles le rôle de la femme serait au foyer avec comme occupation les travaux domestiques. Chez les hommes, cette variable est positivement significative dans l'explication de l'accès à l'emploi.

4.2 ÉCART DE PARTICIPATION DE GENRE AU MARCHÉ DU TRAVAIL

Les résultats sont présentés sur deux tableaux, le tableau 1 présente la décomposition à un niveau agrégé (décomposition totale), et le tableau 2 la décomposition par variables explicatives (effets détaillés). Gouider (2009) en Tunisie a trouvé des résultats à peu près similaires.

La probabilité de participation des hommes au marché du travail est estimée à 97,12 % et celle des femmes est estimée à 93,03 %. L'écart total de probabilité moyenne de participation estimé au marché du travail entre les hommes et les femmes est donc de 4,09%.

Tableau 5. Décomposition Oaxaca-Blinder de l'écart de genre de participation au marché du travail

	Coefficients	Ecart-type	z
Hommes	0,9712963	0,0022371	434,17***
Femmes	0,9303452	0,0059634	156,01***
Différence totale	0,0409511 (100%)	0,0063692	6,43***
Part expliquée	0,014969 (36,56%)	0,0075382	1,99**
Part non expliquée	0,0259821 (63,44%)	0,0097008	2,68***

Sources : ECAM3. Décomposition Oaxaca-Blinder; Modèle *probit*

Les valeurs entre parenthèses sont les contributions des variables par rapport à l'écart total

Les **, *** correspondent au niveau de significativité 5% et 1% respectivement.

Groupe 1 (groupe de référence : hommes): sexe = 0 ; Groupe 2 (femmes): sexe = 1 ;

Nombre d'observations des hommes = 7465 ; Nombre d'observations des femmes = 2495

La décomposition de cet écart montre que les différences de caractéristiques productives entre ces deux populations pour expliquer cet écart sont de 0,0149 soit 36,56 %. C'est l'écart qui subsisterait en l'absence de discrimination, c'est-à-dire si les caractéristiques des hommes et des femmes étaient valorisées de façon identique (valorisation mesurée par les coefficients appliqués aux caractéristiques des femmes ou aux comportements des hommes), sachant que sont laissés de côté les éventuels effets de la discrimination. La différence des coefficients de régression est de 0,0259 soit 63,44 % de l'écart total. Cette différence reste injustifiée, et cependant liée à un avantage des caractéristiques des hommes et une sous valorisation de celles des femmes sur le marché du travail. Ceci est assimilé à la discrimination, c'est-à-dire la situation dans laquelle les caractéristiques moyennes données des femmes ou des hommes sont valorisées différemment.

Ainsi la différence de probabilité de la participation entre les hommes et les femmes est davantage expliquée par la discrimination que par les différences de caractéristiques individuelles. Cela signifie que si on ajustait le niveau de dotations des femmes à celui des hommes, la probabilité pour les femmes de participer au marché du travail augmenterait de 63,44 %. Les variables qui contribuent significativement à cette différence de participation de genre sont : l'âge, les années d'études, la formation professionnelle, le statut matrimonial et le milieu de résidence.

En étudiant les facteurs spécifiques de contribution dans le tableau 2, nous nous rendons compte que l'âge contribue significativement à l'écart de participation de genre sur le marché du travail. L'écart total de différence de l'âge est de 0,0587 tandis que celui de l'âge² est de -0,0661, leur contribution sont élevées : soient de 143,44 % et -161,41 % respectivement. Le signe négatif de la part de l'âge² signifie que contrairement aux jeunes femmes, l'accès d'une femme en âge mûr au marché du travail est favorisé. De plus, le signe négatif de l'effet des coefficients de l'âge² montre que plus la femme prend de l'âge, moins elle est discriminée. La variable âge² contribuerait ainsi à la diminution de la discrimination.

La part attribuée aux années d'études est assez élevée, soit 40,6 % en faveur des hommes avec un pourcentage de plus de 100 % expliqué par la discrimination. Toujours en faveur des hommes, la part attribuée à l'écart à la formation professionnelle est de 7,96 %. Cet écart en termes de différence des coefficients est négatif, cela signifie que la formation

professionnelle augmente l'effet de la discrimination. Les variables du capital humain contribuent à 48,56 % de l'écart total de la probabilité de participation entre hommes et femmes sur le marché du travail.

Le statut matrimonial « *célibataire* » contribue à 24,93 % à l'explication du différentiel de participation en la participation au marché du travail, son signe négatif signifie que contrairement aux hommes, l'accès à l'emploi des femmes célibataires est favorisé. La part attribuée aux différences des coefficients est négative, cela montre que la variable « *célibataire* » renforce la discrimination, mais elle est dirigée contre les hommes. Par contre, l'écart de participation de genre du statut « *en couple* » est en faveur des hommes.

Tableau 6. Décomposition détaillée des variables de l'écart de genre à la participation au marché du travail

Décomposition de l'écart	Différence de caractéristiques C	Différence de coefficients D	Différence totale C+D
Effets détaillés des variables	0,0149689 (36,56%)	0,0259821 (63,44%)	0,040951 (100%)
Age	-0,0535619	0,1123037	0,0587418 (143,44%)
Age ²	0,062525	-0,128626	-0,066101 (-161,41%)
Capital humain			
Années d'études	-0,0032413	0,0198698	0,0166285 (40,6%)
Formation professionnelle	0,003788	-0,000524	0,003264 7,96%
Statut matrimonial			
Célibataire	0,0004542	-0,0106634	-0,0102092 -24,93%
En couple	0,0169122	0,0192292	0,0361414 88,25%
religion			
Chrétien traditionnelle	-0,0013556	-0,0171438	-0,0184994 -45,17%
Musulman	0,0017621	0,010408	0,0121701 29,71%
Autres religion	0,0009271	-0,0030484	-0,0021213 -5,18%
Ménage			
Taille du ménage	-0,000932	-0,0036661	-0,0045981 -11,23%
Ménage monoparental	-0,0155008	0,0069302	-0,0085706 -20,93%
Ménage élargi	0,0011344	-0,0014305	-0,0002961 -0,72%
Localité			
Urbain	0,0020575	0,0335026	0,0355601 86,83%
Constante		-0,0111592	-0,0111592 -27,25%

Sources: ECAM3. Décomposition Oaxaca-Blinder; Modèle *probit*, Les valeurs entre parenthèses sont les contributions des variables par rapport à l'écart total, Nombre d'observations des hommes = 7465 ; Nombre d'observations des femmes = 2495

Pour ce qui est du milieu de résidence, le milieu urbain contribue à 86,83 % à l'explication de l'écart total. La décomposition de cet écart montre une discrimination contre les femmes en milieu urbain d'environ 94%, tandis que 6% de l'écart sont expliqués par les caractéristiques individuelles. L'urbanisation favorise plus à la participation au marché du travail

des hommes. En milieu rural, c'est le contraire, par rapport aux hommes, les femmes sont favorisées à l'accès à l'emploi. En effet, l'accès à l'emploi en milieu rural n'est pas contraignant, le plus souvent, chacun travaille pour son propre compte.

Le type et la taille du ménage de l'individu n'ont pas une forte contribution à l'écart de participation de genre au marché du travail. Leurs contributions sont respectivement d'environ 21% et 11% et négative. Les femmes chefs de ménage sont favorisées à l'accès à l'emploi, elles le sont d'avantage s'il s'agit d'un ménage monoparental c'est-à-dire si la femme a des enfants et est seule. Ces résultats confirment ceux obtenus sur le statut matrimonial selon lesquels l'accès à l'emploi est au profit de la femme célibataire.

En ce qui concerne la religion, la part du différentiel attribuée à la religion chrétienne traditionnelle est de 45,17% en faveur des femmes, tandis que la part qui revient à la religion musulmane est de 29,71% en faveur des hommes. Les résultats montrent également que les femmes musulmanes sont discriminées à 85,5% contrairement aux femmes chrétiennes ont un avantage à l'accès au marché du travail.

5 CONCLUSION

Dans cette étude, il était question de déterminer les différentiels de genre en la participation au marché du travail au Cameroun. Après un survey théorique, il apparaît que les différences entre hommes et femmes observées à l'accès à l'emploi sont dues aux caractéristiques propres à l'homme et à la femme au marché du travail et à la discrimination. L'estimation du modèle de participation par le *Probit* différemment pour les hommes et les femmes montre que les variables qui déterminent l'accès des hommes et des femmes à l'emploi sont l'âge, le milieu de résidence, le capital humain, le statut matrimonial et la religion avec des différences significatives entre les hommes et les femmes. La méthode de Yun [21] et de Jann [21] a été appliquée sur les données issues de l'ECAM III pour décomposer le différentiel de genre d'accès à l'emploi. Les résultats ont montré que l'écart total de probabilité moyenne de participation estimé au marché du travail entre les hommes et les femmes est de 4,09 %. La décomposition de l'écart montre que les différences de caractéristiques productives entre les hommes et les femmes représentent 36,56 % de la différence totale tandis que la discrimination occupe 63,44 % de l'écart total. Ce qui montre que la discrimination en termes de participation au marché du travail est une réalité au Cameroun.

Au regard des principaux constats ainsi relevés, l'étude suggère une amélioration des politiques du marché du travail et la promotion de l'emploi des femmes dans les secteurs non agricoles au Cameroun. Cette amélioration doit passer par un certain nombre de mesures à l'instar de la multiplication des emplois productifs et décents, la création d'opportunités d'emploi adaptées aux femmes, permettant notamment à celles-ci d'accéder à des emplois plus qualifiés, le subventionnement des services sociaux de sorte que les femmes puissent consacrer davantage de temps à des activités économiques rémunératrices et la lutte contre les pratiques culturelles défavorables à l'éducation des filles, le développement des compétences et de l'employabilité, la fiscalité incitative pour la création des emplois, la durabilité des programmes intensifs en emploi.

REFERENCES

- [1] Arbache, J.S., *Gender Disparities in Africa's Labor Market*, Washington, DC: Banque Mondiale. 2010.
- [2] Plassard, J. M., *Discrimination sur le marché du travail et information imparfaite*, Éditions du CNRS, Paris. 1987.
- [3] Becker, G. S., *The Economics of Discrimination*, 2ème édition, 1971, Chicago, University of Chicago Press. 1957.
- [4] Becker, G. S., *Human Capital, A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Columbia University Press. 1964.
- [5] Becker, G.S., *A treatise on the family*, Cambridge, MA, Harvard University Press. 1981.
- [6] S. R. Jones, "Job Search Methods, Intensity and Effects", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 51, no. 3, pp. 277-296. 1989.
- [7] R. Anker, "Ségrégation professionnelle hommes - femmes : les théories en présence", *Revue internationale du travail*, vol. 136, no. 3. 1997.
- [8] R. L. Oaxaca, "Male-female wage differentials in urban labour markets", *International Economic Review*, vol. 14, pp. 693-704. 1973.
- [9] A. S. Blinder, "Wage discrimination, Reduced Form and Structural Estimates", *The Journal of Human Resources*, vol. 8, no. 4, pp. 436 - 455. 1973.
- [10] R. W. Fairlie, "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models", *Center Discussion Paper no. 873*, Economic Growth Center Yale University. 2003.
- [11] Carnoy, M., et Carter M., *Théories du marché du travail, éducation et distribution des revenus*. Ouvrage traduit de l'anglais. Dijon, Université de Dijon, Faculté des sciences économiques et de gestion. 1975.

- [12] Torsat, D., "Les Politiques d'Egalité à l'Ecole entre les Filles et les Garçons, 1984-1999", in *Filles et Garçons à l'Ecole, une Egalité à Construire* F. Vouillot (dir.), Centre national de documentation pédagogique, coll. Autrement dit. 1999.
- [13] Institut National de la Statistique, Troisième Enquête Camerounaise auprès des Ménages, Questionnaire principal. 2007.
- [14] Kuépié, M., "Revenu du chef de ménage et stratégies de survie des ménages pauvres : une comparaison Dakar/ Bamako", in UEPA (eds) *Etude de la population africaine*, vol. 19 Supplément A, pp. 85-113. 2005.
- [15] Y. Curraize, et R. Hugounenq, " Inégalités de Salaires entre Femmes et Hommes et Discrimination ", *Revue de l'OFCE* 90, pp. 193-224. 2004.
- [16] K. J. Burdett, "Employee Search and Quits", *American Economic Review*, vol. 68, pp. 212-220. 1978.
- [17] D. O., Parsons, "The Job Search Behavior of Employed Youth", *Review of Economics and Statistics*, vol. 73, pp. 597-604. 1991.
- [18] B. R. Bergmann, "Occupational Segregation, Wages and Profits when Employers Discriminate by Race and Sex". *Eastern Economic Journal*, vol. 1, pp. 103-110. 1974.
- [19] Institut National de la Statistique, Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel. 2010.
- [20] Institut National de la Statistique, Autonomiser les Femmes Rurales pour éradiquer la Faim et la Pauvreté. Que Révèlent les Indicateurs? 27^{ème} Journée International de la Femme. 2012.
- [21] A. Dupray, et S. Moullet, "Quelles discriminations à l'encontre des jeunes d'origine maghrébine à l'entrée sur le marché du travail en France ? ", *communication au colloque « Marché du travail et genre dans les pays du Maghreb »*, Rabat, 11 et 12 avril. 2003.
- [22] R. W. Fairlie, "The Absence of the African-American Owned Business, An analysis of the dynamics of self-employment", *Journal of Labor Economics*, vol. 17, pp 80-108. 1999.
- [23] M. S. Yun, "Decomposing Differences in the First Moment", *Economics Letters*, vol. 82, pp. 275-280. 2004.
- [24] T. K. Bauer, and M. Sinning, "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition to Nonlinear Models". *Advances in Statistical Analysis*, vol. 92, pp. 197-206. 2008.
- [25] B., Jann, "A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition", ETH Zurich Sociology Working Paper, no. 5. 2008.