

## Le marché du travail béninois discrimine-t-il ?

### Does the Bénin's labour market discriminate?

Auteur 1 : Sènou Barthélémy Mahugnon,

Auteur 2 : Bonou-Gbo Hamdy,

---

**Sènou Barthélémy Mahugnon**, (ORCID : 0000-0002-9725-1775 \*, PhD, MA)

Université d'Abomey-Calavi / Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management (ENEAM), Bénin.

**Bonou-Gbo Hamdy**, (ORCID: 0000-0003-2366-5489 \*, Dr.)

Université d'Abomey-Calavi / Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management (ENEAM), Bénin.

**Déclaration de divulgation** : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

**Conflit d'intérêts** : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

**Pour citer cet article** : Sènou. B. M. et Bonou-Gbo, H (2023) « Le marché du travail béninois discrimine-t-il ? », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 19 » pp: 461 – 486.

Date de soumission : Juillet 2023

Date de publication : Août 2023



DOI : 10.5281/zenodo.8300881

Copyright © 2023 – ASJ



**Résumé**

Cet article analyse la discrimination de genre sur le marché du travail au Bénin. A cet effet, un modèle théorique inspiré de Oaxaca et Blinder, et de l'approche de Fairlie est développé sur les données de l'Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de Vie des Ménages (EMICoV 2015) au Bénin. Les résultats montrent une différence significative en défaveur des femmes, aussi bien en matière d'accès à l'emploi, que de rémunération ; aussi, 80,60% des différences de rémunération n'est pas expliqué par des différences de productivité entre hommes et femmes, et l'expérience professionnelle des femmes est le facteur le plus sous-valorisé.

**Mots clés :** discrimination, emploi, genre, rémunération, inégalité.

**Abstract**

The present study aimed to analyze the gender discrimination presence in Bénin's labour market. For this purpose, a theoretical model inspired by Oaxaca and Blinder, and the Fairlie's approach is developed. The data used provide of EMICoV 2015. The results highlight a significant difference between men and women not only in terms of chances of access to employment, but also in terms of remuneration, differences which are to the disadvantage of women. also, 80.60% of the differences in remuneration are not explained by differences in productivity between men and women, and the women's professional experience is the most undervalued factor.

**Keywords:** discrimination, employment, gender, remuneration, inequality.

## Introduction

Selon un rapport de la Banque mondiale (2022), les femmes jouent un rôle important dans le développement. Cependant, environ 2,4 milliards de femmes en âge de travailler ne bénéficient pas de l'égalité de chance économique. A l'échelle nationale, la question des inégalités de chance sur le marché du travail n'échappe pas aux rapports des institutions internationales. Par exemple, la Banque mondiale (2020) montre que le marché du travail béninois est caractérisé par des inégalités de genre et ce sur plusieurs années. Ces inégalités de chance revêtent de multiples dimensions notamment en matière d'accès au marché du travail et en matière de rémunération.

En matière d'insertion sur le marché du travail au Bénin par exemple, les données de la banque mondiale (2020) ont mis en évidence un taux de chômage des jeunes qui s'établit à 18,1% chez les femmes contre 11% chez les hommes. En termes de présence dans les emplois salariés, les mêmes données ont mentionné que seulement 6,15% des femmes sont dans un emploi salarié contre 17,79% pour les hommes, la tendance étant en défaveur des femmes depuis une dizaine d'années au moins. De même, la rémunération horaire des salariés est en moyenne de 466 F CFA (soit environ 0,71 euro) chez les femmes contre 571 F CFA (l'équivalent de 0,87 euro) pour les hommes.

Ces disparités de salaire pourraient constituer une perte pour toutes économies et en particulier celle béninoise. En effet, Carcillo & Valfort (2018) ont montré qu'une réduction modeste des écarts de taux d'emploi et de salaire entre les populations discriminées en raison notamment de leur sexe rapporterait 7% du PIB en 20 ans, soit 150 milliards d'euros en France. De même, les inégalités entre hommes et femmes ont coûté à l'Afrique subsaharienne 95 milliards de dollars par an en moyenne, et jusqu'à 105 milliards en 2014, soit 6% du PIB du continent(PNUD, 2016).

Les données statistiques précédentes mettent en évidence la concentration des femmes béninoises dans de petites professions, offrant en général un prestige et une rétribution moindres. Ceci signifie, a priori, que les femmes subissent des comportements discriminatoires en termes d'opportunités d'emploi et de revenus. La différence brute entre revenus masculins et féminins n'est cependant pas un indicateur fiable d'analyse de la discrimination sur le marché de travail. Il est nécessaire d'utiliser des revenus comparables, c'est-à-dire des revenus obtenus des travailleurs de productivité identique si l'on cherche à identifier les sources réelles de la discrimination.

Au niveau empirique, l'analyse de l'efficacité du capital humain en termes de participation au marché et de rémunération reste controversée (Blinder, 1973; Ekamena Ntsama, 2014; Havet & Sofer, 2002). En utilisant une combinaison d'approches notamment celle d'Oaxaca-Blinder et de Firpo et al. (2009), Thiongane & Kane (2020) ont attribué la discrimination au traitement salarial entre homme et femme sur le marché du Sénégal à partir de l'Enquête Nationale sur l'Emploi (ENS) de 2015. Bien avant Thiongane & Kane (2020), Ekamena Ntsama (2014) ont trouvé, en faisant une décomposition à la Oaxaca-Blinder (1973) qu'en plus d'être discriminées, les femmes subissent une ségrégation professionnelle sur le marché camerounais. Ces résultats signifient que, même si par endroit notamment en Occident les statistiques montrent une réduction des inégalités hommes-femmes en termes d'insertion professionnelle et de rémunération comme l'illustrent les conclusions des travaux de SESRIC (2020); Fourrey, (2019), des inégalités persistent encore ailleurs notamment dans les pays en développement (Commission de l'Union africaine/OCDE (2018)). Cette controverse est la manifestation d'une discrimination due au marché du travail aussi bien en matière d'accès qu'en matière de rémunération.

L'analyse économique de la discrimination sur le marché du travail considère le phénomène comme une remise en cause de certains concepts généralement utilisés dans la conception classique du fonctionnement du marché du travail. Selon Becker (1971), la théorie de la discrimination est une manière d'introduire un effet environnement sur les données et les résultats économiques individuels, remettant ainsi en cause l'hypothèse d'optimisation flexible des agents dans leurs calculs économiques. L'une des conclusions de Becker (1971), a illustré qu'on parle de discrimination entre deux individus sur le marché du travail lorsqu'avec des caractéristiques productives identiques, ils perçoivent des rémunérations différentes ou ne peuvent accéder à des emplois comparables en termes de prestige et de rémunération attendue. En conséquence, la source de l'inégalité doit être recherchée parmi certaines caractéristiques non-économiques des individus (Combarous, 1994; Hassania & Kawtar, 2022).

Cependant, la littérature sur la question au Bénin a souvent comparé les revenus entre les hommes et les femmes en oubliant l'importance des inégalités de genre en défaveur des femmes aussi bien à l'entrée du marché du travail que pendant l'exercice d'activité sur le marché (Nounagnon, 2023). Il est donc impérieux d'examiner ce phénomène dans les pays en développement comme le Bénin pour tenter de savoir si la discrimination y prend des formes spécifiques et surtout si elle y est forte. Ce gap constaté dans la littérature constitue une valeur ajoutée de la présente recherche. Une autre valeur ajoutée est qu'elle utilise une combinaison

de méthodes notamment celle en deux étapes de Heckman (1979) pour contrôler les biais de sélection, la méthode développée par Oaxaca-Blinder (1973) et celle de Fairlie (2005) pour identifier les facteurs susceptibles d'expliquer les différences observées sur le marché au Bénin. Une dernière valeur ajoutée est qu'elle offre la possibilité d'utiliser les résultats d'analyse pour aider les politiques publiques en charge de l'emploi à mieux comprendre les facteurs à l'origine de la discrimination sur le marché du travail au Bénin afin d'orienter spécialement, la politique nationale de réduction des inégalités salariales voire la pauvreté des jeunes au Bénin.

Le présent papier analyse l'existence de discrimination de genre sur le marché du travail au Bénin. Il s'intéresse spécifiquement à l'examen de la mesure dans laquelle les écarts observés reflètent une source de discrimination. Pour cela, un recours aux travaux théorique et empirique a été fait afin de mesurer cette discrimination et, si elle existe, son ampleur dans la section (2). En se servant de la littérature théorique et empirique, la section (3) propose une approche méthodologique décrivant le cadre conceptuel, les données utilisées et les techniques d'estimations du modèle d'analyse. La section (4) présente et discute les résultats obtenus. La section (5) formule les implications de politiques économiques et conclut le papier.

### **1. La mesure de la discrimination dans la littérature**

Si la littérature décrit la discrimination sur le marché du travail comme la manifestation d'une différence aussi bien dans l'accès à l'emploi que dans les rémunérations des individus aux caractéristiques productives identiques (Combarous, 1994), sa mesure a été souvent approximée par trois indicateurs à savoir le taux d'activité, le taux d'emploi et le taux de chômage. Toutefois, le problème fondamental posé par la littérature existante est l'identification d'une technique permettant de mieux appréhender la discrimination sur le marché du travail (Boutchenik & al., 2019; Combarous, 1994; Zhu & Batisse, 2016).

L'une des approches de solutions proposées par la littérature est qu'une bonne mesure de la discrimination sur le marché du travail nécessite une « standardisation » des différences de revenus non ajustées ou des probabilités d'accès au marché du travail tenant compte des différences de productivité entre les groupes. Malheureusement, la difficulté fondamentale réside dans la détection d'un différentiel dans les probabilités d'accès au marché du travail et d'un différentiel de revenu discriminatoire entre groupe (Thiongane & Kane, 2020).

Toujours, dans l'optique de proposer une mesure appropriée de la discrimination, une approche usuelle basée sur les caractéristiques exogènes a été proposée par Oaxaca (1973) ; Blinder (1973) et Brown & al. (1980). Elle mesure de la discrimination entre deux groupes distincts à

partir de leurs caractéristiques productives moyennes et de leur fonction de gain. En d'autres termes, elle consiste à comparer les revenus réels moyens des deux groupes, obtenus à partir de leurs fonctions de gains respectives, avec ceux qu'ils obtiendraient s'ils étaient tous rémunérés selon la même fonction de gain. Un avantage clé de l'approche est qu'elle offre la possibilité de décomposer la différence brute entre les revenus moyens des deux groupes en une partie expliquée (différences de caractéristiques productives moyennes) et en une partie inexpliquée (considérée comme mesurant la discrimination).

Dans cette approche, une observation importante mérite d'être faite : la partie inexpliquée par les différences de caractéristiques productives (celle mesurant l'étendue de la discrimination) ne prend pas en compte la nature de la discrimination. Oaxaca (1973) propose une décomposition de l'étendue de la discrimination en une composante attribuable à la discrimination par les revenus, et une autre à la discrimination par l'emploi. Cette nouvelle approche proposée par Oaxaca (1973) est d'un intérêt majeur dans la mesure où une meilleure réponse à la montée de la discrimination sur le marché du travail nécessite la connaissance de la part du phénomène attribuable à l'entrée sur le marché et celle attribuable aux inégalités de revenus sur le marché.

L'approche nouvelle de Oaxaca (1973) mettant en exergue une décomposition de l'étendue de la discrimination a l'avantage de procéder à une analyse de la discrimination aussi bien à l'entrée sur le marché du travail (inégalité d'accès à l'emploi) que sur le marché du travail (inégalité dans les revenus gagnés sur le marché) à travers un processus unique de décomposition. En reprenant l'approche de Oaxaca et Blinder (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973) Boutchenik & al., (2019) a fait une synthèse qui met en exergue et de façon explicite une part des différences expliquée par les caractéristiques observables (l'effet de composition) et une part non expliquée.

Au demeurant, seul l'effet de composition dans les différences de probabilité d'accès au marché et de revenus entre deux classes est techniquement mesurable de façon directe. Dès lors, la connaissance des caractéristiques observables devient une étape majeure. Ces caractéristiques sont en général celles qui influencent soit les chances d'accès au marché du travail, soit la distribution des revenus gagnés sur ce marché. A cet effet, la littérature économique est assez fournie ; en général, les caractéristiques socio-économiques des individus, les caractéristiques de leur environnement, du système éducatif et celles du marché du travail sont les plus fréquemment citées pour expliquer soit l'accès au marché du travail, soit la distribution des revenus (Adair & Gherbi, 2022; Benhabib & Adair, 2017; Courtioux & Lignon, 2017; Mincer,

1974). Si l'éventail des caractéristiques à prendre en compte ne pose pas en général de problème, une difficulté majeure réside dans l'ordre de priorité dans lequel il faut intégrer les variables dans le but d'éviter le biais de diminution du degré de liberté.

Pour une meilleure appréciation de la part des différences non expliquées par les caractéristiques observables (ampleur de la discrimination), un accent particulier est mis dans la littérature sur le rôle de la sélection dans les décompositions (Mulligan & Yona, 2008), que cette sélection soit exogène ou endogène. L'approche de Heckman (1990) joue un rôle fondamental dans le traitement des biais de sélection en matière de mesure de la discrimination. Au regard de cette synthèse de la littérature relative à la mesure de la discrimination sur le marché du travail, nous proposons une approche méthodologique visant à identifier et à apprécier l'existence d'une discrimination sur le marché du travail béninois. Dans ce cadre, l'investigation concerne aussi bien la discrimination à l'entrée sur le marché que celle une fois sur le marché notamment dans la distribution des revenus.

## **2. Démarche méthodologique**

### **2.1. Choix méthodologique et motivation**

La démarche méthodologique s'appuie sur un modèle théorique inspiré de Oaxaca (1973) et Blinder (1973) pour une variable d'intérêt continue d'une part et l'approche de Fairlie (2005) sur ce modèle pour une variable d'intérêt dichotomique d'autre part, soutenus par une application empirique sur les données microéconomiques. Le choix de cette approche méthodologique est motivé par le fait que l'approche permet non seulement de mettre en évidence l'existence d'une discrimination dans l'accès au marché et les rémunérations, mais aussi elle permet de quantifier l'importance de la discrimination et facilite l'identification des différences de rémunération non expliquées par des différences de productivité entre hommes et femmes tout en mettant en exergue les caractéristiques les moins rémunérées des individus du groupe discriminé. L'objectif poursuivi dans la démarche est d'évaluer la part des inégalités de genre en matière d'accès au marché du travail et en matière de revenus sur le marché du travail non imputable à des caractéristiques productives des individus.

### **2.2. Modèle théorique**

On considère une population  $P$  de taille  $N$  composée de deux sous-groupes  $A$  et  $B$  de tailles respectives  $n_A$  et  $n_B$ . L'objectif ici est de mettre en évidence des différences entre les deux sous-



groupes relativement à une grandeur  $U$ , grandeur dépendant pour chaque sous-groupe d'un vecteur de caractéristiques observables  $X = (x_1, x_2, \dots, x_k)$ .

On désigne par :

$g$  un sous-groupe ( $g = A, B$ )

$X_g$  le vecteur des caractéristiques observées sur le sous-groupe  $g$ .

$Y_g = U_g(X_g)$  la fonction donnant la grandeur  $Y$  relative à la situation d'un individu du sous-groupe  $g$  : le vecteur  $X_g = (x_{1g}, x_{2g}, \dots, x_{kg})$  valorise la grandeur  $Y$  à travers les paramètres d'une forme fonctionnelle  $U_g$ .

$\bar{Y}_g = \bar{U}_g(X_g)$  la moyenne de la grandeur  $U$  sur le sous-groupe  $g$

La différence moyenne de la grandeur  $Y$  entre les deux sous-groupes est donnée par :

$$D = \bar{Y}_B - \bar{Y}_A = \bar{U}_B(X_B) - \bar{U}_A(X_A) \quad (1)$$

Mais rien ne permet d'affirmer que cette différence est le fait exclusif ni des différences de caractéristiques observables  $X_g$ , ni des différences de caractéristiques non observables. Il revient alors à décomposer la différence  $D = \bar{Y}_B - \bar{Y}_A$  en deux composantes  $D_E$  (part expliquée par les caractéristiques observables) et  $D_{NE}$  (part expliquée par les caractéristiques non observables).

On peut alors intuitivement écrire :

$$\bar{Y}_B - \bar{Y}_A = \bar{U}_B(X_B) - \bar{U}_A(X_A) = \bar{U}_B(X_B) - \bar{U}_B(X_A) + \bar{U}_B(X_A) - \bar{U}_A(X_A) \quad (2)$$

$\bar{U}_B(X_A)$  représente la moyenne de la grandeur  $U$  valorisée par les caractéristiques observables  $X_A$  du sous-groupe A à travers les paramètres de la forme fonctionnelle  $U_B$  du sous-groupe B. Son introduction dans l'équation permet de rassembler les termes de la différence en deux parties : une partie  $D_E$  due aux caractéristiques observables, et une partie  $D_{NE}$  due à des caractéristiques non observables.

La partie  $D_{NE}$  mesure l'ampleur de la discrimination dans la différence moyenne de la grandeur  $U$  entre les deux sous-groupes. On a donc :

$$D = \bar{Y}_B - \bar{Y}_A = [\bar{U}_B(X_B) - \bar{U}_B(X_A)] + [\bar{U}_B(X_A) - \bar{U}_A(X_A)] \quad (3)$$

$D_E = [\bar{U}_B(X_B) - \bar{U}_B(X_A)]$  : mesure la part de la différence moyenne de la grandeur  $U$  entre les deux sous-groupes due aux différences de caractéristiques observables, et

$D_{NE} = [\bar{U}_B(X_A) - \bar{U}_A(X_A)]$  : représente la part de la différence moyenne de la grandeur  $U$  entre les deux sous-groupes due à des caractéristiques non observables, que Oaxaca (1973) et Blinder (1973) attribuent à la discrimination.



### 2.3. Spécification empirique et technique d'estimation

La spécification empirique découlant du modèle théorique est fonction des hypothèses faites sur la fonction  $U(\cdot)$ , forme fonctionnelle qui dépend elle-même de l'aspect de la discrimination que l'on analyse. Au regard de l'objectif de la présente recherche, nous nous intéressons à la discrimination de genre dans l'accès au marché du travail et à celle dans les revenus sur le marché. A cet effet, les sous-groupes A et B représentent respectivement les femmes et les hommes. Dans ce cas, nous utilisons un contrefactuel direct  $\bar{U}_B(X_A)$  qui correspondrait par exemple au salaire qu'auraient gagné les femmes si leurs caractéristiques étaient valorisées de la même manière que pour les hommes ; là nous considérons le groupe B des hommes comme référence.

- **Analyse de la discrimination dans l'accès au marché du travail**

L'accès au marché du travail étant une variable dichotomique (on suppose que l'accès vaut 1 si l'individu travaille, 0 sinon), nous faisons l'hypothèse que  $U(\cdot)$  est une fonction non linéaire :

$$U(\cdot) = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu travaille} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (4)$$

Dans ce cas, en appliquant la décomposition de Fairlie (2005) qui suggère un contrefactuel fondé sur l'estimation  $\hat{U}(\cdot)$  sous forme Probit ou Logit, sur échantillons d'hommes et de femmes, on obtient la décomposition suivante :

$$D = \left[ \frac{1}{n_B} \sum_{i \in B} U_i - \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} \hat{U}_B(X_i) \right] + \left[ \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} \hat{U}_B(X_i) - \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} U_i \right] = D_{1.1} + D_{1.2} \quad (5)$$

Avec

$$D_{1.1} = \left[ \frac{1}{n_B} \sum_{i \in B} U_i - \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} \hat{U}_B(X_i) \right] \quad (6)$$

$$D_{1.2} = \left[ \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} \hat{U}_B(X_i) - \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} U_i \right] \quad (7)$$

Il suffit alors pour calculer  $D_{1.1}$  et / ou  $D_{1.2}$  :

- D'estimer les paramètres du modèle Probit ou du modèle Logit de participation au marché du travail du sous-groupe B des hommes :

$$P_B(Y_i = 1 / X_i) = F(\beta_{B0} + \sum_{j=1}^k x_{ij} \cdot \beta_{Bj}), i \in B \quad (8)$$

- de calculer les probabilités prédites d'accès au marché du travail des individus du sous-groupe A des femmes en utilisant les paramètres estimés du modèle du sous-groupe B des hommes :

$$\hat{P}_B \left( Y_i = 1 / X_i \right) = F \left( \hat{\beta}_{B0} + \sum_{j=1}^k x_{ij} \cdot \hat{\beta}_{Bj} \right), i \in A \quad (9)$$

Ainsi, nous calculons pour chaque femme la probabilité qu'elle ait accès au marché du travail si ses caractéristiques effectivement observées lui permettaient l'accès au marché du travail comme parmi les hommes.

- de calculer la moyenne sur le sous-groupe A des femmes des probabilités prédites d'accès au marché du travail pour l'ensemble des individus du sous-groupe A en utilisant les paramètres estimés du modèle du sous-groupe B des hommes :

$$m = \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} \hat{P}_B \left( Y_i = 1 / X_i \right) = \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} F \left( \hat{\beta}_{B0} + \sum_{j=1}^k x_{ij} \cdot \hat{\beta}_{Bj} \right) \quad (10)$$

soit un estimateur de  $P_B(Y = 1|X_A)$  la probabilité d'avoir accès au marché du travail pour les femmes, si leurs caractéristiques étaient valorisées comme chez les hommes.

Avec  $F(\cdot)$  la fonction de répartition de la loi logistique qui s'exprime comme suit :

$$F(\beta x) = \Lambda(\beta x) = \frac{e^{\beta x}}{1 + e^{\beta x}}$$

Ou  $F(\cdot)$  la fonction de répartition du modèle Probit qui se présente de la manière suivante :

$$F(\beta x) = \Phi(\beta x) = \int_{-\infty}^{\beta x} \phi(t) dt = \int_{-\infty}^{\beta x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left( -\frac{1}{2} t^2 \right) dt$$

avec  $\phi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left( -\frac{1}{2} t^2 \right)$  ;  $\Phi$  et  $\phi$  respectivement la fonction de

répartition et la densité de probabilité de la loi normale centrée réduite

Comme pour la décomposition d'Oaxaca-Blinder (1973), on obtient ainsi un contrefactuel qui mesurerait le pourcentage d'accès au marché du travail des individus du groupe A des femmes si leurs caractéristiques étaient valorisées de la même manière que pour le groupe B des hommes.

Ces étapes permettent d'obtenir une décomposition agrégée, qui s'écrit :

$$\begin{aligned} D &= \bar{Y}_B - \bar{Y}_A \\ &= \left[ \frac{1}{n_B} \sum_{i \in B} Y_i - \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} \hat{P}_B(Y_i = 1|X_i) \right] + \left[ \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} \hat{P}_B(Y_i = 1|X_i) - \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} Y_i \right] = D_{2.1} + \\ &D_{2.2} \quad (11) \end{aligned}$$

$$\text{Avec } D_{2.1} = \left[ \frac{1}{n_B} \sum_{i \in B} Y_i - \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} \hat{P}_B(Y_i = 1|X_i) \right] = \text{Effet de composition (lié aux X)} \quad (12)$$

$$D_{2.2} = \left[ \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} \hat{P}_B(Y_i = 1|X_i) - \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} Y_i \right] = \text{Ecart inexplicé (à X données)} \quad (13)$$

L'effet de composition correspond à une variation seulement des caractéristiques, à modèle identique ; inversement, l'écart inexpliqué est calculé à caractéristiques données, comme une différence de valorisation des X entre les deux groupes.

- **Analyse de la discrimination dans les rémunérations**

La rémunération sur le marché du travail étant une variable quantitative, on peut faire sur  $U(.)$  l'hypothèse de continuité. De plus, en assimilant  $U(.)$  à une fonction de gains, sous l'hypothèse d'une forme linéaire de la fonction de gains, on peut opérer les transformations suivantes à partir de l'équation (2) :

$$D = \bar{Y}_B - \bar{Y}_A = [\bar{U}_B(X_B) - \bar{U}_B(X_A)] + [\bar{U}_B(X_A) - \bar{U}_A(X_A)]$$

C'est-à-dire

$$D = [\bar{U}_B(X_B - X_A)] + [\bar{U}_B(X_A) - \bar{U}_A(X_A)] \quad (14)$$

Sur un échantillon de chaque sous-groupe, on obtient :

$$D = [\hat{U}_B(\bar{X}_B - \bar{X}_A)] + [\hat{U}_B(\bar{X}_A) - \hat{U}_A(\bar{X}_A)]$$

C'est-à-dire

$$D = [\hat{U}_B(\bar{X}_B - \bar{X}_A)] + [(\hat{U}_B - \hat{U}_A)(\bar{X}_A)] = D_{3.1} + D_{3.2} \quad (15)$$

Avec

$D_{3.1} = [\hat{U}_B(\bar{X}_B - \bar{X}_A)]$  la valorisation des écarts de caractéristiques observables selon les paramètres estimés de la fonction de gains du sous-groupe B des hommes (c'est l'effet de composition)

$D_{3.2} = [(\hat{U}_B - \hat{U}_A)(\bar{X}_A)]$  la part de D liée à l'écart de valorisation des caractéristiques du sous-groupe A des femmes (c'est l'écart inexpliqué que Oaxaca (1973) et Blinder (1973) attribuent à la discrimination).

Dans ce cas aussi, il suffit pour calculer  $D_{3.1}$  et / ou  $D_{3.2}$  de :

- estimer les paramètres  $(\alpha_{A0}, \alpha_{A1}, \dots, \alpha_{Ak})$  et  $(\alpha_{B0}, \alpha_{B1}, \dots, \alpha_{Bk})$  respectivement des fonctions de gains des sous-groupes A et B à partir des modèles :

$$\text{Sous\_groupe A: } y_{Ai} = \alpha_{A0} + \sum_{j=1}^k \alpha_{Aj} x_{ji} + \vartheta_{Ai} \quad (16)$$

$$\text{Sous\_groupe B: } y_{Bi} = \alpha_{B0} + \sum_{j=1}^k \alpha_{Bj} x_{ji} + \vartheta_{Bi} \quad (17)$$

- calculer  $D_{3.1}$  et  $D_{3.2}$ , composantes de

$$D = \sum_{j=1}^k \hat{\alpha}_{Bj} (\bar{x}_{jB} - \bar{x}_{jA}) + (\hat{\alpha}_{B0} - \hat{\alpha}_{A0}) + \sum_{j=1}^k \bar{x}_{Aj} (\hat{\alpha}_{Bj} - \hat{\alpha}_{Aj}) \quad (18)$$

Avec

$$D_{3.1} = \sum_{j=1}^k \hat{\alpha}_{Bj} (\bar{x}_{jB} - \bar{x}_{jA}) \quad (19)$$

$$D_{3.2} = (\hat{\alpha}_{B0} - \hat{\alpha}_{A0}) + \sum_{j=1}^k \bar{x}_{Aj} (\hat{\alpha}_{Bj} - \hat{\alpha}_{Aj}) \quad (20)$$

Il faut cependant que le biais de sélection des individus dans chaque sous-groupe soit contrôlé en utilisant comme le préconise Heckman (1979) et appliqué par Arestoff & Bommier (2001), le ratio inverse de Mills de l'équation de participation au marché du travail dans chaque sous-groupe comme explicative dans les fonctions de gains de chacun des sous-groupes.

#### 2.4. Données utilisées et variables

Les données utilisées proviennent de la base de l'Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de Vie des Ménages au Bénin en 2015 (EMICoV 2015). Il s'agit d'une enquête représentative au niveau national auprès de 23416 ménages. Ces ménages sont répartis dans 920 zones de dénombrement issues de la base de sondage du quatrième Recensement Général de la Population et de l'Habitation (RGPH 4) intervenu en 2013. On peut cependant noter que cette enquête s'est axée sur les préoccupations d'intérêt immédiat des responsables et administrateurs des programmes de lutte contre la pauvreté, et par conséquent n'était pas spécialement destinée aux besoins spécifiques de l'étude actuelle.

Le présent article utilise le module "Emploi" de cette enquête. Ce module contient des données sur de nombreuses variables telles que le revenu, l'accès à l'emploi, l'expérience professionnelle, l'ancienneté dans l'entreprise, le niveau d'études, le secteur d'activités, le type de travail et le milieu de résidence. Ces données ont été couplées avec les données sociodémographiques des individus. La présente recherche se focalise principalement sur l'accès au marché de l'emploi et le revenu des individus. L'accès au marché est appréhendé par une variable dichotomique qui prend la valeur 1 lorsque l'unité statistique a travaillé durant la semaine précédant l'enquête, ou encore s'il dispose d'un emploi même s'il n'a pas travaillé pendant ladite semaine. Le choix de cette codification de l'accès au marché du travail s'impose par la contrainte liée aux données disponibles dans la base, mais il faut souligner que cette option est celle plus utilisée dans la littérature notamment dans les travaux de (Hassania & Kawtar, 2022).

Quant au revenu, les données disponibles permettent de l'approcher à l'aide du revenu salarial mensuel de l'unité statistique. Il faut cependant souligner que la disponibilité des données sur la durée de travail par individu aurait pu permettre d'utiliser le salaire horaire ou journalier pour tenir compte de la possibilité pour certains individus de ne pas travailler à plein temps (par exemple, le cas des femmes travaillant à temps partiel pour s'occuper des activités domestiques). L'approche en termes de logarithme du revenu permet de corriger les grandes

fluctuations du revenu. L'expérience sur le marché du travail est une variable continue renseignant sur le nombre d'années écoulées depuis la fin de la formation initiale de l'individu. Les autres variables utilisées dans la présente analyse sont des variables catégorielles qui ont été dichotomisées.

### 3. Résultats, analyses et discussions

#### 3.1. Analyses descriptives

Le Tableau 1 présente les statistiques descriptives des variables d'intérêt et des variables explicatives selon le genre.

**Tableau 1** : Statistiques descriptives

	Homme	Femme	Ensemble
Variables d'intérêt			
Accès au marché du travail (1 si accès, 0 sinon)	97,8 %	96,7%	97,3%
Revenu Principal (salaire, en milliers de FCFA)	91.30	84.60	87.59
Variables explicatives			
Expérience sur le marché du travail (en années)	17,23	14,13	15,85
Ancienneté dans l'entreprise			
<10 ans	33,20%	44,90%	38,50%
10-20 ans	32,30%	30,60%	31,50%
20-30 ans	19,90%	15,10%	17,80%
30-40 ans	14,60%	09,30%	12,30%
Secteur d'activité			
Agriculture	60,00%	59,20%	59,60%
Industrie	01,60%	01,58%	01,59%
Commerce	04,71%	06,02%	05,29%
Services	08,99%	08,59%	08,81%
Autres <sup>1</sup>	24,7%	24,6%	24,71%
Niveau d'études			
Aucun Niveau	56,2%	72,2%	63,3%
Niveau Primaire	20,0%	15,1%	17,8%
Niveau Secondaire 1	11,9%	08,47%	10,4%
Niveau Secondaire 2 ou plus	11,9%	04,23%	08,45%
Travail Irrégulier	31,5%	26,1%	29,1%
Zone urbaine	46,90%	49,90%	48,2%
Observations		23416	

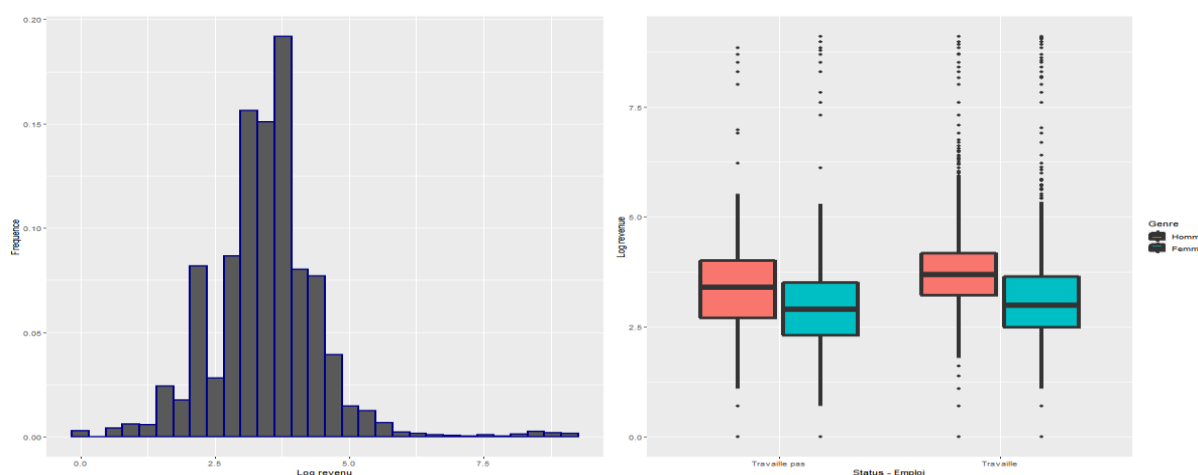
Note : Ecart-type en parenthèses.

Source : Auteurs, Données EMICoV 2015

<sup>1</sup> La modalité « autre » regroupe les activités du secteur informel qui ne sont pas classées dans les secteurs institutionnels formels que sont l'agriculture, l'industrie et les services.

Sur les 23416 unités analysées, 97,3 pour cent ont déclaré avoir un emploi et un revenu moyen estimé à 87,59 milliers de francs CFA, (soit 133,72 euros). En considérant les tranches d'années d'expériences, les résultats d'analyse statistiques ont montré que les individus se trouvant respectivement les tranches de moins de 10 ans et de 10 à 20 ans d'ancienneté viennent en tête dans l'échantillon avec 38,5 et 31,5 pour cent. Aussi, près de 60 pour cent des individus sont dans le domaine de l'agriculture, avec une large majorité de ceux qui n'ont aucun niveau d'études (63,3 pour cent) suivi d'environ 18 pour cent scolarisés de niveau primaire contre 10,4 et 08,5 pour cent respectivement de niveaux secondaire 1 et secondaire 2 et plus. On dénote également près de 70 pour cent des individus qui ont un travail stable (en continue) et environ 49 pour cent qui vivent dans une zone urbaine.

Le graphique 1 ci-dessous illustre la distribution du revenu des individus (en logarithme) et la boîte à moustache du revenu aussi bien pour les chômeurs que pour les non chômeurs sont présentées. La distribution du revenu a mis en exergue une distribution presque normale avec une tendance asymétrique vers la droite du revenu, tandis que la boîte à moustache a mis en évidence la présence de plus de valeurs extrêmes dans le groupe des travailleurs que de celui des chômeurs. Les résultats ont également montré que le revenu médian est plus élevé chez les hommes que chez les femmes, ce qui insinue que les hommes sont plus rémunérés que les femmes. Les résultats du test de normalité de Kolmogorov-Smirnov (Férignac, 1962), ont illustré une distribution normale du revenu (annexe 1).



**Graphique 1 : Distribution du log du revenu via histogramme (à gauche) et boxplot (à droite).**

Source : Auteurs, d'après données EMICoV 2015.

### 3.2. Des différences de revenu et d'accès au marché du travail perceptibles entre hommes et femmes.

- **Mise en évidence d'une différence de revenu entre hommes et femmes.**

Après les analyses statistiques précédentes, les tests de comparaison des moyennes et des variances ont été effectués afin de vérifier d'éventuelle existence d'une différence de variation de revenu entre le groupe des hommes et celui des femmes (tableau 2). Le test de Mann-Whitney a été utilisé pour s'assurer de la robustesse des tests de comparaison des médianes et des variances<sup>2</sup>.

Le résultat des tests a montré une différence significative aussi bien de moyenne et de variance du revenu entre hommes et femmes de l'échantillon d'analyse. Le résultat du test de robustesse a également confirmé l'existence d'une différence significative du revenu entre les deux groupes d'analyse. Ce résultat signifie qu'une différence du revenu moyen ne peut être attribuable à la discrimination entre les groupes d'hommes et de femmes. Il serait d'une importance capitale de procéder à une décomposition de la différence de revenu obtenue afin de pouvoir identifier la vraie valeur qu'on pourrait attribuer à la discrimination.

**Tableau 2** : Test de comparaisons de variances, moyennes et médianes

Tests	Revenu		Log Revenu	
	Statistique	p-value	Statistique	p-value
Test de Bartlett	195,136	0,000	267,677	0,000
Test de Fligner et Killeen	82,285	0,000	59,117	0,000
Test de Student	49,376	0,000	-2,991	0,000
Test de Mann-Whitney	49,376	0,000	-2,991	0,003

Source : Auteurs, Données EMICoV 2015

- **Une différence de chance d'accès au marché du travail entre hommes et femmes**

Les calculs statistiques ont affiché un écart de 0,011 point de pourcentage entre la proportion des hommes participant au marché du travail et celle des femmes. L'analyse de significativité de l'écart à partir d'un test de comparaison de proportions avec correction de continuité a révélé

<sup>2</sup> Le test de Bartlett de et celui de Fligner et Killeen sont des tests d'égalité de variance. Celui de Student est un test d'égalité de moyenne. Quant à celui de Mann-Whitney, il est un test d'égalité de médiane.



dans l'un ou dans l'autre sens, qu'il existe une différence significative entre les hommes et les femmes dans l'accès au marché de l'emploi au Bénin (tableau 3).

**Tableau 3** : test de comparaison des proportions

Hypothèse nulle	P_value
Proportion des hommes = proportion des femmes	$2,129.10^{-14}$
Proportion des femmes = proportion des hommes	$2,633.10^{-12}$

Source : Auteurs, Données EMICoV 2015

Si les analyses précédentes ont mis en évidence une différence significative non seulement de chance d'accès au marché du travail mais aussi de revenu entre hommes et femmes, on peut à présent poursuivre les analyses en recherchant si ces différences sont liées à des caractéristiques spécifiques de productivité ou s'il s'agit plutôt de différences dues à des caractéristiques non observables, que Oaxaca (1973) et Blinder (1973) attribuent à la discrimination.

### 3.3. Des différences imputables à une discrimination de genre

- **Des différences d'accès inexplicables par des différences de caractéristiques productives**

En se basant sur les résultats du test de Hosmer-Lemeshow et de la courbe ROC, la spécification logit illustre mieux l'ajustement de l'équation du modèle de participation au marché du travail. Ainsi, les probabilités d'accès au marché conditionnelles aux variables explicatives ont été prédites pour les femmes et les hommes de l'échantillon (tableau 4).

Les résultats d'estimation ont évalué la probabilité contrefactuelle d'accès au marché du travail dans le groupe des femmes si leurs caractéristiques étaient valorisées comme celles des hommes à 0,976 avec un écart expliqué de 0,002 et un écart inexplicé de 0,009. L'écart inexplicé est supérieur à l'écart expliqué. Ce qui signifie qu'il existe une discrimination en termes de genre dont sont victimes les femmes dans l'accès à l'emploi au Bénin.

**Tableau 4 :** Ecarts de probabilité d'accès au marché du travail au Bénin

Composantes de l'écart	Ecart expliqué <sup>3</sup> $D_{2.1}$ (effet de composition)	Ecart inexpliqué <sup>4</sup> $D_{2.2}$ (effet de discrimination)
Valeur de l'écart	0,2%	0,9%

Source : Auteurs, Données EMICoV 2015

- **Des différences de revenu inexpliquées par des différences de productivité en défaveur des femmes**

Au regard de la différence constatée sur les moyennes de revenu (tableau 1) et de la significativité de cette différence (tableau 2), l'effet de composition et l'écart inexpliqué correspondants à cette différence de moyennes ont été évalués. Pour ce faire, après correction du biais de sélection en suivant la procédure à deux étapes de Heckman (1979), la fonction de gain a été estimée pour chacun des deux groupes (voir annexe 2). Ensuite l'écart moyen de revenu entre les deux groupes et les écarts expliqué et inexpliqué ont été estimés. Les différents écarts obtenus (écart expliqué et écart inexpliqué) sont résumés dans le Tableau ci-dessous.

**Tableau 6 :** Effet de composition et Ecart inexpliqué sur le log du revenu

Composantes de l'écart	Ecart expliqué de log(revenu) <sup>5</sup> : $D'_{2.1}$ (effet de composition)	Ecart inexpliqué de log(revenu) <sup>6</sup> : $D'_{2.1}$ : (effet de discrimination)
Valeur de l'écart	0,131	0,544
Part de l'écart dans l'écart total	19,4%	80,6%

Source : Auteurs, Données EMICoV 2015

De la lecture du Tableau 6, il y ressort que 19,4 % de l'écart de salaire observé entre hommes et femmes peuvent être attribués aux caractéristiques moyennes différentes entre les sexes. Par

<sup>3</sup>  $D_{2.1} = \frac{1}{n_B} \sum_{i \in B} Y_i - \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} \hat{P}_B(Y_i = 1 | X_i)$  conformément à l'équation (12)

<sup>4</sup>  $D_{2.2} = \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} \hat{P}_B(Y_i = 1 | X_i) - \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} Y_i$  conformément à l'équation (13)

<sup>5</sup>  $D_{3.1} = \sum_{j=1}^k \hat{\alpha}_{Bj} (\bar{x}_{jB} - \bar{x}_{jA})$  conformément à l'équation (19)

<sup>6</sup>  $D_{3.2} = (\hat{\alpha}_{B0} - \hat{\alpha}_{A0}) + \sum_{j=1}^k \bar{x}_{Aj} (\hat{\alpha}_{Bj} - \hat{\alpha}_{Aj})$  conformément à l'équation (20)

contre, l'écart inexpliqué représente 80,6% de l'écart total de rémunération, soit environ le quadruple de l'écart expliqué. Ce résultat signifie qu'il existe une grande différence de revenus entre hommes et femmes qui n'est pas expliquée par des différences de productivité sur le marché de l'emploi au Bénin. Ainsi, à productivité égale, les femmes sont moins rémunérées que les hommes.

Le tableau suivant présente la contribution des explicatives aux écarts expliqués et inexpliqué du revenu.

**Tableau 7** : Décomposition détaillée sur le log du revenu

	Ecart expliqué		Ecart inexpliqué	
	Coefficients	Erreur Standard	Coefficients	Erreur Standard
(Intercept)	0.000	0.000	0.325	0.042
Expérience	0.111	0.012	0.319	0.059
Expérience (carré)	-0.089	0.010	-0.130	0.031
Ancienneté (10-20ans)	0.001	0.001	-0.020	0.011
Ancienneté (20-30ans)	0.003	0.002	-0.016	0.008
Ancienneté (30-40ans)	0.006	0.002	-0.007	0.009
Agriculture	-0.001	0.001	0.101	0.016
Industrie	0.000	0.000	0.003	0.001
Commerce	-0.003	0.001	0.015	0.004
Service	0.001	0.001	0.021	0.004
Niveau Primaire	0.006	0.001	-0.007	0.006
Niveau Secondaire 1	0.007	0.001	-0.011	0.002
Niveau Secondaire 2 ou plus	0.052	0.003	-0.011	0.002
Travail irrégulier	-0.009	0.001	-0.020	0.006
Zone urbaine	-0.004	0.001	-0.018	0.015

Source : Auteur, Données EMICoV 2015

Une représentation graphique de la décomposition détaillée du logarithme du revenu se trouve en annexe 3. La décomposition montre que l'expérience professionnelle des femmes est moins rémunérée que celle des hommes. L'expérience professionnelle s'affiche comme le facteur qui discrimine plus les femmes par rapport aux hommes en matière de rémunération.

L'existence d'une différence de rémunération ainsi établie par les résultats n'est pas à dissocier le la différence de chance d'accès au marché du travail en défaveur des femmes. En effet, selon les résultats qui viennent d'être présentés et analysés, on identifie clairement le rôle de l'expérience professionnelle. Or, cette expérience professionnelle ne saurait s'acquérir par les femmes si elles n'ont pas un accès au marché du travail. Les résultats montrent aussi que les femmes ont moins de chance d'accéder au marché du travail. La faible expérience professionnelle des femmes par rapport à celle des hommes sur le marché du travail (comme le témoigne le tableau 1 (14,13 ans pour les femmes contre 17,23 ans pour les hommes) pourrait être une conséquence de la difficulté d'accès au marché pour les femmes, pour enfin influencer l'écart de rémunération entre hommes et femmes. Comme le montre Curraize & Hugounenq (2004) et plus récemment Hassania & Kawtar (2022), la couche féminine se caractérise par des taux de participation et un temps de travail plus faibles que des hommes, et par des carrières discontinues qui amoindrissent leur expérience professionnelle.

Ce constat sur le poids de la discrimination salariale relativement à la rémunération de l'expérience appelle à la réflexion sur les voies et moyens pour garantir une réduction de la discrimination salariale en défaveur des femmes. Ceci implique qu'il faille renforcer davantage l'expérience professionnelle des femmes en mettant en place des programmes d'insertion professionnelle spéciale pour la couche féminine. Cette interprétation s'illustre aux résultats des travaux de Ekamena Ntsama (2014); Houanti et al. (2022); Thiongane & Kane (2020), sur les facteurs discriminants la participation au marché du travail respectivement au Cameroun et au Sénégal. Une analyse plus approfondie de ce résultat place le rôle des structures en charge des politiques d'insertion professionnelle au cœur des inégalités salariales sur le marché du travail dans les pays en développement.

Que faire alors pour remédier à la discrimination des femmes sur le marché du travail ? une piste solution peut consister en une action sur le développement de programmes d'insertion professionnelle en faveur des femmes à la sortie des cursus de formation ; une telle action, en contribuant à une augmentation de l'expérience professionnelle des femmes, pourra au-delà du principe d'égalité de chance d'accès à l'emploi et de celui de « à compétences égales, rémunérations égales », favoriser la réduction des écarts de rémunération en défaveur des femmes qui s'observe sur le marché. A cet effet, des mesures aussi bien législatives que de sensibilisation méritent d'être renforcées pour favoriser non seulement une meilleure représentativité des femmes dans les emplois quel que soit le secteur d'activité et une rémunération adéquate qui est favorable au principe de rémunération à la productivité marginale

et à la réelle valorisation de l'expérience. Une autre possibilité d'action serait de développer davantage les mesures de soutien aux services sociaux en faveur des femmes afin de lever au mieux les contraintes auxquelles elles font face en raison de l'ampleur de leurs tâches quotidiennes notamment les travaux domestiques et les exigences liées à leurs activités, pour accroître leur offre de travail.

## Conclusion

Cet article a analysé la présence de discrimination de genre sur le marché du travail au Bénin. Une de composition traditionnelle développée par Oaxaca (1973) et Blinder (1973) a été utilisée pour identifier les sources de la discrimination sur le marché du travail à partir des données de EMICOV 2015 sur 23416 ménages au Bénin.

Les résultats d'estimation ont mis en évidence la présence d'une discrimination à l'encontre des femmes aussi bien en matière d'accès au marché du travail que de rémunération sur le marché. De plus, l'expérience professionnelle des femmes a été identifiée comme le facteur principal qui défavorise plus les femmes par rapport aux hommes en matière de rémunération sur le marché.

Cependant, il faut noter que même si elle est présente sur le marché du travail au Bénin, la discrimination de genre ne joue qu'un rôle mineur dans la discrimination totale entre hommes et femmes sur le marché du travail. Cette dernière s'exprime essentiellement par le biais d'une très forte discrimination par le revenu, et est d'autant plus intense que l'on se trouve parmi les emplois les moins rémunérés à la base, ce qui accentue encore plus l'aspect social néfaste de la discrimination au Bénin.

Il y a lieu de souligner que les mentalités sont telles au Bénin que les discriminateurs reconnaissent, de façon à peine voilée et sans gêne particulière, qu'une femme, exerçant le même emploi qu'un homme, ne peut bénéficier du même revenu que lui. En tout cas, de nos jours, et avec les multiples efforts menés par les organisations de défenses du genre, si l'accès aux différentes catégories d'emplois tendent à se faire globalement "au mérite", la rémunération, elle, a fortement tendance à se faire en fonction du sexe de l'individu concerné. A cet égard, l'importance de la discrimination suggère que le coût économique lié aux différents comportements discriminatoires pourrait bien être considérable.

Enfin convient-il de noter que les conclusions auxquelles nous avons abouti dans le cadre du présent article, même si elles établissent l'existence et l'ampleur de la discrimination sur la base d'outils statistiques adéquats, pourraient être plus approfondies par des études sur données dynamiques afin de cerner l'évolution du phénomène de la discrimination, ce que la nature des données utilisées dans cet article n'a pas permis de faire. De même, l'inexistence d'une base de données désagrégée de l'emploi a constitué une limite en ce sens qu'une telle base aurait permis de croiser les informations pour identifier les motivations de la discrimination telles que perçues par les demandeurs de travail.

## BIBLIOGRAPHIE

- Adair, P., & Gherbi, H. (2022). Inégalités de genre entre les jeunes en Afrique du Nord : écarts de revenu et emploi informel. *Maghreb - Machrek*, 167–182.
- Arestoff, F., & Bommier, A. (2001). Efficacité relative des écoles publiques et privées à Madagascar : étude d'une période de restriction budgétaire. *Revue d'économie Du Développement*, 3, 51–73.
- Banque Mondiale. (2022). *Women, Business and the Law 2022*.
- Becker, G. (1971). *The Economics of Discrimination*. Chicago University Press, 167.
- Benhabib, L., & Adair, P. (2017). Inégalités et discrimination à l'embauche sur le marché du travail algérien. *Revue Française d'économie*, 107–134.
- Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4). <https://doi.org/10.2307/144855>
- Boutchenik, B., Coudin, E., & Sophie, M. (2019). *Les méthodes de décomposition appliquées à l'analyse des inégalités*.
- Brown, R. S., Moon, M., & Barbara, S. Z. (1980). Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials. *Journal of Human Resources*, 40(1), 3–28.
- Carcillo, S., & Valfort, M. (2018). *Les discriminations au travail*, Paris. Presses de Sciences Po, 258.
- Combarrous, F. (1994). Discrimination et marché du travail : concepts et théorie. *Université Bordeaux*, 2(1), 65.
- Commission de l'Union africaine/OCDE (2018), « Dynamiques de la croissance, des emplois et des inégalités en Afrique australe », dans *Africa's Development Dynamics 2018 : Growth, Jobs and Inequalities*, Éditions OCDE, Paris/Commission de l'Union africaine, Addis Ababa.
- Courtioux, P., & Lignon, V. (2017). Décomposer les rendements privés de l'enseignement supérieur : une analyse par microsimulation dynamique du système socio-fiscal français. *Economie & Prévision*, 1(210), 69–94.
- Curraize, Y., & Hugounenq, R. (2004). Inégalités de salaires entre femmes et hommes et discrimination. *Revue de l'RFC*, 90, 193–224.
- Ekamena Ntsama, S. N. (2014). Les écarts salariaux de genre au Cameroun. *Genre et Travail*, 9(2), 124–146.
- Fairlie, R. W. (2005). An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. *Journal of Economic and Social Measurement*, 30(4).



<https://doi.org/10.3233/jem-2005-0259>

- Férignac, P. (1962). Test de Kolmogorov-Smirnov sur la validité d'une fonction de distribution. *Revue de Statistique Appliquée*, 10, 13–32.
- Firpo, S., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (2009). *UNCONDITIONAL QUANTILE REGRESSIONS*.
- Fourrey, K. (2019). *Décomposition des indices d'inégalité et impact des politiques publiques*. Normandie Université.
- Hassania, S., & Kawtar, S. (2022). Néolibéralisme et inégalités genre au marché du travail urbain au Maroc. *Revue Des Études Multidisciplinaires En Sciences Économiques et Sociales*, 7(2), 171–193.
- Havet, N., & Sofer, C. (2002). Les nouvelles théories économiques de la discrimination. *Travail, Genre et Société*, 1(7), 83–115.
- Heckman, J. (1990). Varieties of Selection Bias. *American Economic Review*, 80(2), 313–318.
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153–161.
- Houanti, L., Dang, R., Achabou, M., & Bruna, M. (2022). Existe-t-il un fossé salarial entre les hommes et les femmes dans les pays en développement ? Une étude de cas en Algérie. *Question(s) de Management*, 38, 171-186.  
<https://doi.org/https://doi.org/10.3917/qdm.218.0171>
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings, New York. *National Bureau of Economic Research*, 1–4.
- Mulligan, C., & Yona, R. (2008). Selection, investment, and women's relative wages over time. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 1061-1110.
- Oaxaca, R. (1973). Male–female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(4), 693–709.
- PNUD. (2016). *Rapport sur le développement humain en Afrique : Accélérer les progrès en faveur de l'égalité des genres et de l'autonomisation des femmes en Afrique*.
- SESRIC. (2020). *Rapport de l'OCI sur le marché du travail*.
- Thiongane, M., & Kane, A. (2020). Inégalité de revenu salarial selon le genre au Sénégal : décomposition standard et décomposition le long de la distribution salariale. In *Actes de la deuxième conférence internationale sur la Francophonie économique*.
- Zhu, N., & Batisse, C. (2016). L'évolution des inégalités de revenu entre canadiens de naissance et immigrants. *Région et Développement*, 44, 122-140.

## ANNEXES

### Annexe 1 : tests de normalité du revenu

Tests	Kolmogorov-Smirnov		Anderson-Darling		Cramer-Von Mises		Lilliefors	
	Stats	P-value	Stats	P-value	Stats	P-value	Stats	P-value
Revenu	0.992	<2.2e-16	7592.596	3.7e-24	1597.854	7.37e-10	0.432	<2.2e-16
Log revenu	0.927	<2.2e-16	199.635	3.7e-24	29.859	7.37e-10	0.08	<2.2e-16
Revenu Hommes	0.988	<2.2e-16	3635.543	3.7e-24	773.532	7.37e-10	0.467	<2.2e-16
Revenu Femmes	0.995	<2.2e-16	3922.098	3.7e-24	817.191	7.37e-10	0.419	<2.2e-16
Log Revenu Hommes	0.988	<2.2e-16	152.712	3.7e-24	21.059	7.37e-10	0.098	<2.2e-16
Log Revenu Femmes	0.995	<2.2e-16	127.569	3.7e-24	21.617	7.37e-10	0.088	<2.2e-16
Revenu Travailleurs	0.992	<2.2e-16	3635.543	3.7e-24	1543.711	7.37e-10	0.432	<2.2e-16
Revenu Chômeurs	0.975	<2.2e-16	3922.098	3.7e-24	44.102	7.37e-10	0.481	<2.2e-16
Log revenu Travailleurs	0.992	<2.2e-16	152.712	3.7e-24	27.111	7.37e-10	0.077	<2.2e-16
Log revenu Chômeurs	0.975	<2.2e-16	127.569	3.7e-24	3.162	7.37e-10	0.141	<2.2e-16

Source : Auteur, Données EMICoV 2015

## Annexe 2 : Estimation du modèle sur le logarithme du revenu

### Dans le groupe des hommes

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	3.262e+00	3.154e-02	103.442	< 2e-16 ***
exp	3.596e-02	3.990e-03	9.011	< 2e-16 ***
exp2	-7.843e-04	9.035e-05	-8.680	< 2e-16 ***
ancentr_20	7.298e-02	2.616e-02	2.790	0.00528 **
ancentr_30	7.005e-02	3.726e-02	1.880	0.06010 .
ancentr_40	1.094e-01	5.113e-02	2.140	0.03238 *
secteur_1	-1.026e-01	1.785e-02	-5.751	9.07e-09 ***
secteur_2	2.685e-01	6.082e-02	4.416	1.02e-05 ***
secteur_3	1.996e-01	3.760e-02	5.310	1.11e-07 ***
secteur_4	1.669e-01	3.009e-02	5.548	2.95e-08 ***
educ_1	1.168e-01	2.009e-02	5.816	6.16e-09 ***
educ_2	2.001e-01	2.494e-02	8.024	1.11e-15 ***
educ_3	6.769e-01	2.660e-02	25.445	< 2e-16 ***
tpartiel	-1.608e-01	1.603e-02	-10.036	< 2e-16 ***
zone	1.418e-01	1.601e-02	8.856	< 2e-16 ***

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.842 on 12946 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.1151, Adjusted R-squared: 0.1142

F-statistic: 120.3 on 14 and 12946 DF, p-value: < 2.2e-16

## Dans le groupe des femmes

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	2.9372557	0.0366939	80.048	< 2e-16 ***
exp	0.0134058	0.0049839	2.690	0.007160 **
exp2	-0.0003552	0.0001233	-2.881	0.003972 **
ancentr_20	0.1391154	0.0324049	4.293	1.78e-05 ***
ancentr_30	0.1742824	0.0486890	3.580	0.000346 ***
ancentr_40	0.1805636	0.0721959	2.501	0.012399 *
secteur_1	-0.2727247	0.0230843	-11.814	< 2e-16 ***
secteur_2	0.0648713	0.0789106	0.822	0.411047
secteur_3	-0.0445682	0.0437730	-1.018	0.308622
secteur_4	-0.0730110	0.0393479	-1.856	0.063550 .
educ_1	0.1635078	0.0280885	5.821	6.02e-09 ***
educ_2	0.3291128	0.0364476	9.030	< 2e-16 ***
educ_3	0.9319792	0.0506707	18.393	< 2e-16 ***
tpartiel	-0.0853816	0.0218203	-3.913	9.18e-05 ***
zone	0.1771291	0.0202517	8.746	< 2e-16 ***
---				

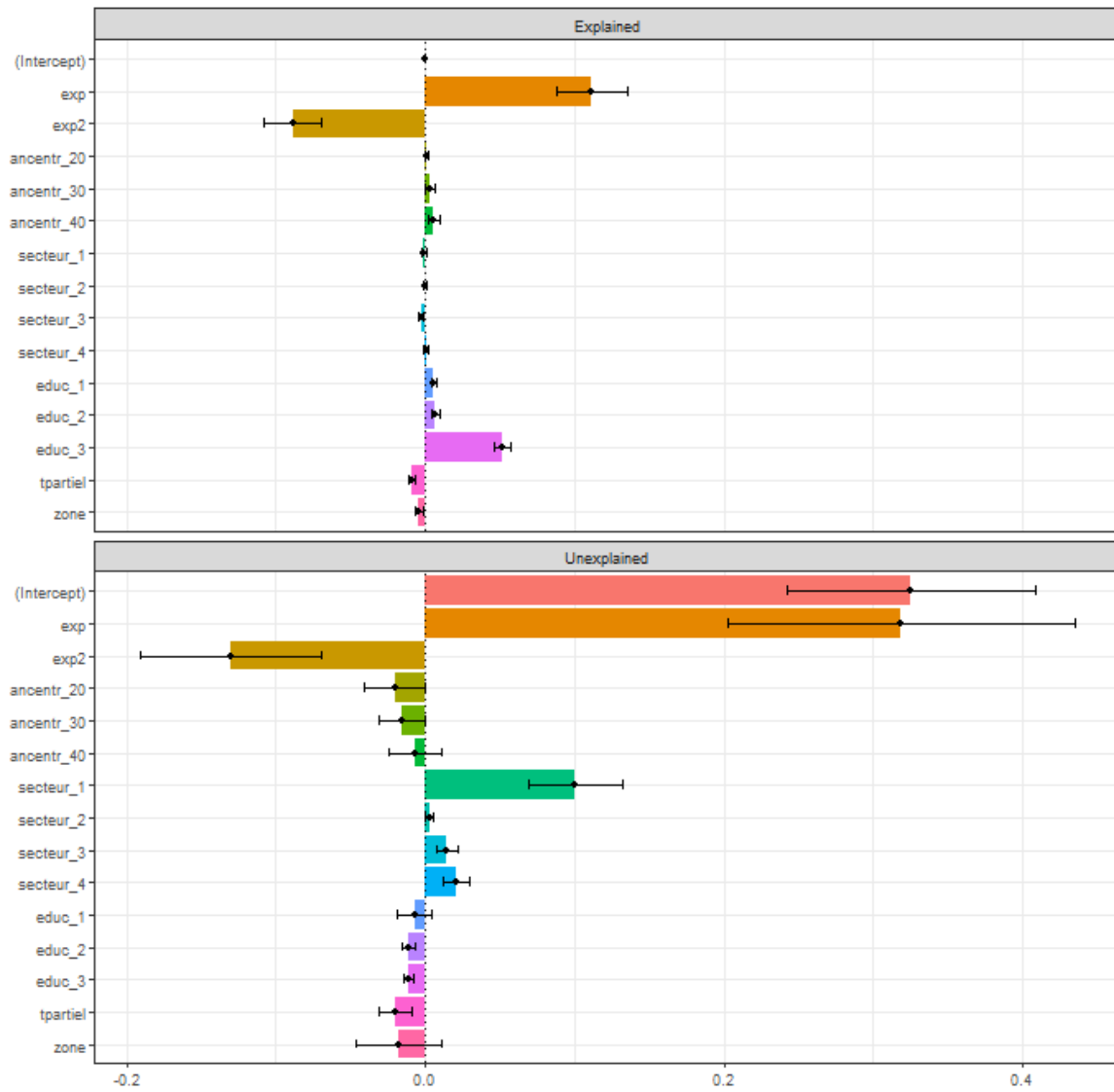
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.9728 on 10440 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.08851, Adjusted R-squared: 0.08728

F-statistic: 72.41 on 14 and 10440 DF, p-value: < 2.2e-16

**Annexe 3 : Décomposition détaillée sur le log du revenu**



Source : Auteur, Données EMICoV 2015