



REVUE REGIONALE SUR LES CONDITIONS DE VIE DES POPULATIONS, L'EMPLOI ET LE SECTEUR INFORMEL DANS LES ETATS MEMBRES DE L'UEMOA

2021



Cette revue a été réalisée avec l'appui financier
de la **Commission de l'UEMOA** à travers le
Programme Statistique Régional 2015-2020 et
l'appui technique d'**AFRISTAT**



LES INSTITUTS NATIONAUX DE LA STATISTIQUE DES ETATS MEMBRES DE L'UEMOA CONTRIBUTEURS



Bénin



Burkina Faso



Côte d'Ivoire



Guinée-Bissau



Mali



Togo

Cahier 4

Inégalité de genre sur le marché du travail

Disparités de genre sur le marché du travail au Bénin, *Institut National de la Statistique et de la Démographie (INStaD, Bénin)*

Estimation des différences salariales entre les sexes à l'aide de la technique de décomposition d'Oaxaca-Blinder, *Sidy BOLY et Arouna SOUGANE (INSTAT, Mali)*

Inégalités de revenus tirés de l'emploi, *Wendéyidé KABORE (INSD, Burkina Faso)*

Disparités de genre sur le marché du travail au Bénin

Institut National de la Statistiques et de la Démographie, Bénin

Résumé. Nous avons analysé les disparités de genre sur le marché du travail au Bénin à partir des données de l'enquête ERI-ESI 2018. Combinant approches bivariée et multivariée, nous avons décrit et recherché les déterminants de la situation d'emploi et du type d'activité des hommes et des femmes. Nous avons décomposé l'inégalité de probabilité d'accès à l'emploi entre les hommes et les femmes et déterminé la contribution des facteurs explicatifs aux effets de composition et de structure. Nos résultats montrent que les hommes ont plus de chance que les femmes sur le marché du travail. Certains facteurs sociodémographiques comme la taille du ménage, le statut matrimonial, le nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage et le lien de parenté avec le chef de ménage influencent différemment l'accès à l'emploi des hommes et des femmes. Par ailleurs, une part importante des inégalités d'accès à l'emploi entre les hommes et les femmes est due à l'effet de structure c'est-à-dire la part de l'inégalité non expliquée par les caractéristiques individuelles, la part expliquée par les différences de caractéristiques entre les deux sexes est faible.

Mots clés : Disparités de genre, marché du travail, emploi.

Abstract. This paper analyzes gender disparities in Benin labor market using data from the 2018 ERI-ESI survey. Combining bivariate and multivariate approaches, we described and found out the determinants of men's and women's employment status and activity type. We decomposed the inequality in employment access probability between men and women and determined the contribution of explanatory factors to compositional and structural effects. Our results show that men have a better chance than women in the labor market. Some socio-demographic factors such as household size, marital status, number of children under 5 in the household, and relationship to the head of household play out differently for men and women. Moreover, a large part of the inequalities in access to employment between men and women is due to the structure effect, the part explained by differences in characteristics between the two sexes is very small.

Keywords : Gender disparities, labor market, employment.

Introduction

La question des inégalités de genre est une problématique mondiale qui reste d'actualité dans tous les pays du monde. Elle figure à l'agenda international de développement à travers les Objectifs de Développement Durable (ODD), en particulier l'ODD 5 qui vise l'égalité des sexes d'ici 2030. L'égalité des sexes et l'emploi sont l'une des priorités des gouvernements du Bénin depuis plusieurs années. Le Programme d'Action du Gouvernement (PAG 2016-2021) place l'emploi au cœur des politiques publiques et le genre s'affiche comme une dimension transversale dans la conduite du développement du pays. Les actions engagées devraient permettre la création de 500.000 emplois entre 2017 et 2021. Des mesures ont été prévues pour l'autonomisation des femmes et des filles. Par exemple « Élaboration et mise en œuvre du Projet d'autonomisation économique des femmes et de promotion du genre (PAEF-PG). » (Présidence de la République du Bénin, 2016, p. 70). Le Bénin a par ailleurs prouvé son intérêt pour l'autonomisation des femmes en intégrant le projet régional pour l'autonomisation des femmes et le dividende démographique au Sahel (SWEDD).

En effet, le développement ne peut se faire sans l'apport économique des femmes. Des études ont montré l'importante contribution des femmes à l'amélioration des conditions de vie des ménages notamment la scolarisation et la santé des enfants (Gebremedhin & Mohanty, 2016; Holvoet, 2004; Kalmijn, 1994; Luz & Agadjanian, 2015; Menon et al., 2012). L'élimination des disparités de sexe sur le marché du travail permettra aux femmes de contribuer efficacement au développement du Bénin. Les données disponibles montrent qu'il existe des inégalités en faveur des hommes sur le marché du travail au Bénin. L'enquête régionale récente sur l'emploi et le secteur informel réalisée au Bénin en 2018

révèle un taux d'emploi formel dans le secteur non agricole de 13% chez les hommes et 3% chez les femmes, un taux de salarisation dans le secteur non agricole de 34% chez les hommes et 8% pour les femmes, un taux de sous-utilisation de la main d'œuvre de 14% chez les hommes contre 21% chez les femmes et un taux combiné de sous-emploi lié au temps de travail et du chômage de 9% chez les hommes contre 12% chez les femmes (INStaD, 2019). Une connaissance fine des déterminants des disparités de genre sur le marché du travail, permettra de mieux orienter les politiques publiques pour réduire ces inégalités.

Cet article vise à analyser les disparités de genre sur le marché du travail au Bénin. S'appuyant sur les données de l'Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel (ERI-ESI) de 2018, cet article décrit d'abord les inégalités d'accès à l'emploi et le type d'activité puis ensuite analyse les déterminants de l'accès à l'emploi et du type d'emploi occupé à partir de modèles logistiques binaires et multinomiaux. La décomposition de l'inégalité de probabilité d'accès à l'emploi a permis de mesurer la part de l'inégalité due aux caractéristiques observables des individus (effet de composition) et celle liée aux comportements sur le marché du travail (effet de structure). La part des facteurs explicatifs dans chacun des deux effets a été déterminée (Powers et al., 2011).

La section suivante fait la synthèse de la revue de littérature, la section 3 présente la méthodologie et les données et la section 4 les résultats obtenus. La dernière section conclut l'article sur les principaux résultats et les limites de l'étude.

1. Revue de la littérature

Les études disponibles montrent qu'il existe un déséquilibre en faveur des hommes sur le marché du travail. Fourrey (2020), montre à partir des données de l'Enquête Emploi 2018 en France, que 17,2% des femmes sont inactives contre 8,2% des hommes, 7,5% des femmes sont au chômage contre 8,2% des hommes, 20,8% des femmes occupent un emploi à temps partiel et 54,3% occupent un emploi à plein temps contre respectivement 5,5% et 77,7% chez les hommes. En France, les femmes gagnent en moyenne 23% de moins que les hommes. À temps de travail équivalent, elles touchent 16,8 % de moins que les hommes. Plus on s'élève sur l'échelle des salaires, plus les écarts entre femmes et hommes sont grands (INSEE, 2021). En 2010, la Banque Mondiale et l'Agence Française de Développement (AFD) ont publié un ouvrage sur les disparités de genre sur le marché du travail en Afrique³⁸. Il ressort des résultats que les revenus du travail des femmes ne représentaient que 75 % de ceux des hommes au Ghana, 51% au Nigéria, 45 % au Mozambique et 23 % au Burkina Faso (Arbache et al., 2010). Au Bénin, le taux global d'activité est de 75,9% pour les hommes et 60,7% pour les femmes, le taux de salarisation est de 18,6% chez les hommes et 7,1% chez les femmes. Par ailleurs le chômage touche les femmes (2,8%) que les hommes (1,7%) (INStaD, 2016).

Les facteurs déterminants des disparités de genre sur le marché du travail peuvent être classés en trois (3) catégories : les facteurs économiques (i), les facteurs politiques (ii) et les facteurs sociodémographiques et culturels (iii). Sur le plan économique, on note la structure du marché de l'emploi, la capacité de l'économie à générer des emplois et les conditions d'accès aux facteurs de productions. Ces différents résultats font ressortir au FMI (2015) trois (3) facteurs importants explicatifs : écart de salaire entre homme et femme, femme travaillant davantage dans le secteur informel pourvoyeur de revenu moins élevé, inégalité de chance devant l'accès à l'éducation ; au système de santé et aux services financiers (FMI, 2015). La banque mondiale et l'AFD ont montré que la rareté des emplois est une source d'aggravation des inégalités sur le marché du travail (Arbache et al., 2010).

Sur le plan politique, les disparités de genre sur le marché du travail peuvent résulter des politiques nationales et des orientations stratégiques de chaque pays. Au niveau international deux (2) conventions fondamentales de l'OIT promeuvent la réduction des disparités de genre sur le marché du travail. Il s'agit de la convention sur l'égalité de rémunération 1951³⁹ (n°100) et la convention concernant

³⁸ Nous avons principalement exploité une synthèse de l'ouvrage disponible sur le site de l'association Adéquation à l'adresse suivante : <http://www.adequations.org/spip.php?article1464>

³⁹ Adopté le 29 juin 1951 et entré en vigueur le 23 mai 1953.

la discrimination (emploi et profession), 1958⁴⁰ (n°111). Toutefois si l'adoption des décrets d'application des différentes conventions internationales et textes de lois au niveau national liées à la promotion de l'égalité de rémunération et de discrimination (emploi et profession) n'est pas effective et que tous les métiers du corps judiciaire ne sont pas formés à cet effet, la situation va demeurer telle ou s'aggraver. Le faible niveau d'institutionnalisation du genre et de mise en œuvre des politiques et stratégies de promotion de l'égalité de genre au niveau de la gouvernance peut aussi influencer les disparités observées. Aussi, une plus grande représentativité des femmes dans les instances de prise de décision pourrait renforcer la prise de décision visant à réduire les disparités de genre en matière d'emploi (FMI, 2015). Au Bénin, le document de politique nationale de l'emploi comporte des dispositions qui sont de nature à réduire les disparités de genre en matière d'emploi⁴¹. Une des réformes du PAG 2016-2021, consiste à rendre attractif le secteur formel et à améliorer le climat des affaires⁴². Cette réforme si elle est mise en œuvre pourrait favoriser l'emploi des hommes qui sont déjà majoritaires dans le secteur formel au détriment des femmes qui travaillent le plus souvent dans le secteur informel. Il en est de même des politiques de travaux à haute intensité de main d'œuvre qui sont légion dans le cadre de l'assainissement et de l'amélioration d'accès.

Sur le plan sociodémographique et culturel, le niveau d'instruction a une influence sur la position des femmes et des hommes sur le marché du travail. Fourrey (2020) montre pour le compte de la France que la contribution du diplôme à la probabilité d'avoir un travail à temps partiel ou à temps plein est plus importante pour les femmes que pour les hommes (Fourrey, 2020). En Afrique, la probabilité d'avoir un emploi est négativement corrélée avec le niveau d'instruction pour les hommes et les femmes. Cependant les personnes des deux sexes mieux instruites ont plus accès aux emplois mieux rémunérés (secteur privé formel et secteur public) (Arbache et al., 2010; Lachaud, 1997). Les femmes sont en général moins instruites que les hommes en Afrique et en particulier au Bénin. Cet écart du niveau d'instruction explique les disparités de genre sur le marché du travail. En effet, la différence du niveau d'instruction entre hommes et femmes provient entre autres de la perception sociale qui privilégie l'instruction des garçons au détriment de celle des filles (Kpadonou, 2019). L'INStAD montre à travers les résultats de l'EMICoV 2015 des inégalités dans l'emploi au Bénin en fonction du niveau d'instruction (INStAD). Le statut matrimonial, à travers l'autorité de l'homme réduit la probabilité d'emploi des femmes (Delphy, 1998; Herrera & Torelli, 2013; Kpadonou, 2019). La religion apparaît aussi comme un facteur limitant des femmes sur le marché du travail (Lachaud, 1997). La taille et la structure du ménage, et le nombre d'enfants à charge sont aussi des facteurs qui expliquent les disparités de genre sur le marché du travail (Fourrey, 2020; Herrera & Torelli, 2013). La division sociale du travail réserve en priorité aux femmes l'exécution des tâches domestiques, de telle sorte que s'engager sur le marché du travail implique pour les femmes une double journée de travail (Adjamagbo et al., 2016). L'enquête emploi du temps réalisée au Bénin en 2015 montre que globalement les femmes consacrent 3 heures 41 minutes par jour aux tâches domestiques contre 42 minutes pour les hommes tandis que les femmes consacrent 2 heures 25 minutes aux activités économiques de marché contre 3 heures 54 minutes pour les hommes.

Sur le plan méthodologique, les études combinent à la fois l'analyse descriptive et des modèles économétriques. Les modèles probabilistes sont les plus utilisés. Il consistent à déterminer les probabilités pour les hommes et les femmes d'exercer une activité ou de se situer sur un segment du marché de travail à l'aide d'une régression logistique (Arbache et al., 2010; Fourrey, 2020; Lachaud, 1997). La régression logistique est souvent combinée à d'autres techniques d'estimation comme la méthode de sélection de Heckman (Arbache et al., 2010; Lachaud, 1997) et la décomposition des inégalités (Fourrey, 2020).

⁴⁰ Adopté le 25 juin 1958 et entré en vigueur le 15 juin 1960.

⁴¹ Orientation stratégique 1, page 20

⁴² Réformes sectorielles page 45, PAG 2016-2021

2. Données et méthodologie

2.1. Données utilisées

Les données utilisées proviennent de l'Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur informel (ERI-ESI) réalisée par l'INStAD en 2018. L'échantillon de l'enquête, composé de 10200 ménages est représentatif au niveau national, au niveau des 12 départements et des milieux urbain et rural. C'est un échantillon aréolaire obtenu par tirage aléatoire stratifié à deux degrés. Au premier degré, des zones de dénombrement (ZD) ont été tirées selon la probabilité proportionnelle à la taille (nombre de ménage) dans les 23 strates définies. La base de sondage ayant permis le tirage des ZD est celle du troisième Recensement Général de la Population et de l'Habitation (RGPH) de 2013. Au total 680 ZD ont été tirées dont 320 en milieu urbain et 360 en milieu rural. Au deuxième degré, 15 ménages ont été tirés dans chaque ZD échantillon soit au total 10200 ménages dont 4800 en milieu urbain et 5400 en milieu rural.

Quatre (4) principaux questionnaires ont servi à la collecte des données : (i) un questionnaire ménage qui a servi à recueillir des informations sur tous les membres du ménage, les caractéristiques du ménage et de l'habitation ; (ii) un questionnaire emploi administré dans chaque ménage à tous les individus âgés de 10 ans et plus ; (iii) un module gouvernance, paix et sécurité greffé au questionnaire emploi et administré aux individus de 18 ans et plus dans tous les ménages ; et (iv) un questionnaire secteur informel administré aux chefs d'unités de production informelles (UPI) non agricoles identifiés pendant l'administration du questionnaire emploi.

Cet article prend en compte les individus des deux sexes âgés de 15 à 64 ans et exploite les données issues des questionnaires ménage et emploi.

2.2. Méthodes d'analyse

Les travaux sur les disparités de genre sur le marché du travail combinent à la fois l'approche descriptive et explicative. Les régressions logistiques binaires et multinomiales sont les plus utilisées (Arbache et al., 2010; Fourrey, 2020; Lachaud, 1997). Certaines études associent aux modèles logistiques la décomposition des inégalités pour évaluer la contribution de divers facteurs (Epo et al., 2011; Fourrey, 2020).

Nous examinons la situation des hommes et des femmes sur le marché du travail d'abord à partir de statistiques descriptives qui croisent certaines variables pertinentes de l'étude avec le statut des femmes et des hommes sur le marché du travail. Nous mobilisons deux (2) variables de statut sur le marché du travail. La première est une variable dichotomique qui prend la valeur 0 si l'individu (homme ou femme) est au chômage et la seconde plus détaillée prend en compte différentes possibilités d'insertion sur le marché du travail. Elle comporte quatre (4) modalités à savoir : indépendant informel (1), indépendant formel (2), salarié (3) et aide familial et assimilé (4). Les modalités de cette seconde variable sont inspirées par le contexte béninois où le secteur informel occupe la plupart des travailleurs indépendants et fait l'objet d'une attention particulière du gouvernement actuel. Une activité indépendante est considérée comme informelle lorsque l'entreprise ne dispose pas d'un numéro d'enregistrement officiel, ne tient pas une comptabilité formelle mais fait une production marchande. Cependant cette seconde variable a été modifiée dans l'analyse multivariée compte tenu des faibles effectifs dans le secteur formel. Dans l'analyse multivariée, la variable qui décrit le type d'emploi comporte les modalités suivantes : salarié (1), indépendant ou patron (2) puis aide familial et assimilé (3). Nous adoptons une démarche analogue à celle de Fourrey (2020) et de Epo et al. (2011). A la différence de ces derniers, nous faisons une décomposition des inégalités de chance d'insertion sur le marché du travail au lieu des inégalités de revenu. Les probabilités sont fournies par deux (2) modèles logistiques, un modèle binaire et un modèle multinomial. Le modèle binaire fournit les probabilités d'avoir un emploi plutôt que d'être au chômage.

Formellement, soient P_H et P_F les probabilités respectives des hommes et des femmes d'avoir accès au marché du travail et X_H et X_F leurs caractéristiques socioéconomiques avec les paramètres β_H et β_F y associés. On a :

$$P_j = F(X_j \beta_j) \text{ avec } F(x) = \frac{\exp(x)}{1+\exp(x)} \text{ et } j = H, F \quad (1)$$

Les disparités de genre sont mesurées en moyenne par l'écart entre les probabilités d'accès au marché de l'emploi entre les hommes et femmes. Cet écart est donné par

$$\Delta_{HF} = \overline{F(X_H \hat{\beta}_H)} - \overline{F(X_F \hat{\beta}_F)} \quad (2)$$

et décomposé en deux composantes ainsi qu'il suit :

$$\Delta_{HF} = \left[\overline{F(X_H \hat{\beta}_H)} - \overline{F(X_F \hat{\beta}_H)} \right] + \left[\overline{F(X_F \hat{\beta}_H)} - \overline{F(X_F \hat{\beta}_F)} \right] = E + C \quad (3)$$

La composante $E = \left[\overline{F(X_H \hat{\beta}_H)} - \overline{F(X_F \hat{\beta}_H)} \right]$ reflète l'effet de composition c'est-à-dire la part de Δ_{HF} liée à la différence des caractéristiques (ou différence d'allocations) si les effets marginaux des caractéristiques des femmes étaient similaires à ceux des hommes. En revanche la composante $C = \left[\overline{F(X_F \hat{\beta}_H)} - \overline{F(X_F \hat{\beta}_F)} \right]$ reflète l'effet de structure correspondant à la part de Δ_{HF} attribuable à la différence des effets marginaux (la différence des coefficients $\hat{\beta}$ si les femmes avaient les mêmes caractéristiques que les hommes. Pour mettre en évidence les facteurs influençant les disparités de genre, la valeur moyenne de chaque composante est décomposée selon les différentes variables constituant l'ensemble des caractéristiques.

Le modèle multinomial fournit les probabilités d'être dans un type d'emploi donné en considérant la situation des actifs occupés. On détermine ainsi trois différentes probabilités à partir du modèle multinomial : la probabilité d'avoir un emploi salarié, la probabilité d'avoir un emploi indépendant ou être patron et la probabilité d'être aide familial et assimilé. Nous estimons séparément les modèles pour les hommes et les femmes.

Formellement, on considère P_{Hm} et P_{Fm} comme les probabilités respectives des hommes et des femmes d'occuper l'emploi m sur le marché du travail et X_{Hm} et X_{Fm} leurs caractéristiques socioéconomiques avec les paramètres β_{Hm} et β_{Fm} y associés. On a :

$$P_{jm} = \exp(X_{jm} \beta_{jm}) / (1 + \sum_{m=1}^3 \exp(X_{jm} \beta_{jm})) \text{ pour } m = 2, 3 \text{ et } j = H, F \quad (4)$$

En considérant la modalité « salarié » comme modalité de référence, on définit par sexe les probabilités relatives d'avoir un emploi m plutôt que d'être salarié par :

$$\tilde{P}_{jm} = \frac{P_{jm}}{P_{j1}} = \exp(X_{jm} \beta_{jm}) = G(X_{jm} \beta_{jm}) \text{ pour } m = 2, 3 \text{ et } j = H, F \text{ avec } G(x) = \exp(x) \quad (5)$$

Les disparités de genre sont mesurées en moyenne par l'écart entre les probabilités d'occuper l'emploi m entre les hommes et femmes. Cet écart est donné par

$$\Delta_{HF}^m = \overline{G(X_{Hm} \hat{\beta}_{Hm})} - \overline{G(X_{Fm} \hat{\beta}_{Fm})} \text{ pour } m=2,3 \quad (6)$$

Comme dans le cas du modèle logistique binaire, l'écart Δ_{HF}^m est décomposé par modalité en effet de structure et en effet de composition. La décomposition se concentre à chaque niveau sur les différences de probabilité entre les hommes et les femmes. L'objectif est de déterminer la contribution de chaque facteur (caractéristique) à la différence de probabilité. Elle permet ainsi d'identifier les facteurs sur lesquels doivent porter les actions politiques pour réduire les disparités de genre sur le marché du travail.

Les variables explicatives retenues sont les mêmes pour les deux (2) modèles aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Ces variables ont été choisies conformément à ce qui est apparu pertinent dans la revue de littérature et mobilisable dans la base de données de l'enquête ERI-ESI réalisée au Bénin en 2018. Elles sont résumées dans le tableau 1 suivant :

Tableau 1 : Synthèse des variables explicatives

Variables	Modalités
Niveau d'instruction	Sans instruction Primaire Secondaire Supérieur
Age	15-24 25-34 35-64
Milieu de résidence	Urbain Rural
Niveau de compétence	Nombre d'années d'expérience (discrète)
Statut migratoire	durée dans le milieu de résidence
Statut matrimonial	Célibataire Marié.e Séparé.e ou veuf.ve
Taille du ménage	1-3 4-5 6 et +
Niveau de vie	Pauvre Moyen Riche
Lien de parenté avec le chef de ménage	CM Conjoint.e du CM fils/fille du CM ou du conjoint.e du CM Autres parents du cm ou du conjoint.e du CM
Branche d'activité	Agriculture Industrie Services
Origine sociale (niveau d'instruction du père)	Sans instruction Primaire Secondaire Supérieur
Département	Alibori Atacora Atlantique Borgou Collines Couffo Donga Littoral Mono Ouémé Plateau Zou

3. Résultats

3.1. Statut d'occupation selon certaines caractéristiques

Nous avons analysé la situation professionnelle des femmes et des hommes en fonction de certaines caractéristiques. La situation d'emploi qui indique si les actifs sont occupés sur le marché du travail, ou sont au chômage au sens du BIT ou constituent une main d'œuvre potentielle⁴³ et le type d'emploi exercé pour les actifs occupés ont été simultanément examinés. En moyenne, les hommes consacrent 48 heures par semaine à leur activité principale contre 45 heures pour les femmes soit 94% du temps consacré par les hommes à leur activité principale. On remarque que la moyenne d'heures de travail par semaine pour les hommes et les femmes est supérieure à la norme officielle de 40 heures de travail par semaine. Ceci pourrait s'expliquer par la difficulté d'estimation du nombre d'heures réelles de travail dans une enquête.

Les résultats descriptifs sont présentés dans les sous-sections suivantes.

- **Statut d'occupation, type d'emploi et niveau d'instruction**

⁴³ Trois groupes de personnes en âge de travailler et sans emploi, font partie de la main d'œuvre potentielle : i) personnes à la recherche de l'emploi et non disponibles, ii) personnes non à la recherche active mais disponibles, iii) personnes ni à la recherche de l'emploi ni disponible mais souhaitant avoir un emploi.

Le tableau 2 présente le statut d'occupation des hommes et des femmes selon le niveau d'instruction. Environ 93,0% des hommes sont occupés contre 88,2% des femmes (soit un indice de parité de 95 femmes pour 100 hommes) tandis que 9,8% des femmes constituent une main d'œuvre potentielle contre 4,9% des hommes. Le taux de chômage est de 2,1% chez les hommes et 2,0 chez les femmes. Quel que soit le niveau d'instruction, le taux d'occupation des actifs est plus élevé chez les hommes que chez les femmes et diminue avec le niveau d'instruction pour les deux sexes. En considérant le type d'emploi occupé, on remarque que le taux d'emploi salarié augmente avec le niveau d'instruction pour les hommes et les femmes. Plus le niveau d'instruction augmente, plus la proportion de personne exerçant un emploi salarié augmente aussi. Il en est de même pour le travail indépendant dans le secteur formel et inversement pour le secteur informel. La proportion d'aides familiaux est particulièrement plus élevée chez les femmes que chez les hommes et surtout chez les femmes moins instruites. Globalement la proportion d'hommes exerçant une activité salariée est largement supérieure à celle des femmes avec un indice de parité de 36 femmes pour 100 hommes.

Tableau 2 : Statut d'occupation et type d'emploi selon le niveau d'instruction

	Aucun	Primaire	Secondaire	Supérieur	Total
Hommes					
Situation d'emploi					
Occupé	95,4	94,9	88,7	84,6	93,0
Chômeur	1,3	0,95	3,05	6,6	2,1
MOP	3,2	4,17	8,3	8,8	4,9
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Effectif	984 646	379277	417953	156 425	19 38 301
Type d'emploi					
Salarié	9,2	16,9	37	70,5	21,0
Patron et indépendant formel	0,04	0,66	0,64	2,2	0,4
Patron et indépendant informel	86,78	79,01	57,82	26,48	74,8
Aide familial et assimilé	3,95	3,47	4,53	0,78	3,7
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Effectif	939 655	359840	370547	132 380	1 802 422
Femmes					
Situation d'emploi					
Occupé	90,2	87,8	80,3	66,7	88,2
Chômeur	1,6	2,1	2,9	10,7	2,0
MOP	8,2	10,1	16,8	22,6	9,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Effectif	1347 256	246 214	233 804	35 304	1862577
Type d'emploi					
Salarié	3,9	9,0	23,2	51,3	7,5
Patron et indépendant formel	0,2	0,3	1,0	1,2	0,3
Patron et indépendant informel	82,2	81,8	68,0	44,2	80,0
Aide familial et assimilé	13,7	8,8	7,7	3,3	12,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Effectif	1 215 265	216 089	187 784	23 547	1 642 684

Source : INStAD, ERI-ESI 2018 et nos calculs

• *Statut d'occupation, type d'emploi et milieu de résidence*

Le taux d'occupation de la population active est plus élevé en milieu rural qu'en milieu urbain pour les hommes et les femmes. Par contre le taux de chômage et la proportion de main d'œuvre potentielle sont plus élevés en milieu urbain qu'en milieu rural pour les deux sexes (tableau 3). L'indice de parité du taux d'occupation est quasiment identique entre le milieu urbain et le milieu rural soit 95 femmes pour 100 hommes. En ce qui concerne le type d'emploi occupé, on note que le salariat est plus urbain que rural. Près d'un actif sur trois chez les hommes occupés exerce une activité salariée en milieu urbain contre 12,2% en milieu rural. Chez les femmes également le taux de salariat en milieu urbain (12,0%) vaut le triple de ce qui est observé en milieu rural (4,3%). L'emploi indépendant formel est presque inexistant en milieu rural. La proportion d'emploi indépendant informel est plus importante en milieu rural qu'en milieu urbain chez les hommes tandis que chez les femmes la proportion reste la même quel que soit le milieu de résidence. La proportion d'aide familial est plus importante en milieu rural qu'en milieu urbain pour les deux sexes. L'indice de parité du taux d'emploi salarié est plus faible en milieu rural (35 femmes pour 100 hommes) qu'en milieu urbain (38 femmes pour 100 hommes).

Tableau 3 : Statut d'occupation et type d'emploi selon le milieu de résidence

	Urbain	Rural	Total
Hommes			
Situation d'emploi			
Occupé	90,5	93,8	93,0
Chômeur	3,1	1,4	2,1
MOP	6,3	4,8	4,9
Total	100,0	100,0	100,0
Effectif	918 221	1 082 001	2 000 222
Type d'emploi			
Salarié	32,0	12,2	21,0
Patron et indépendant formel	1,0	0,1	0,4
Patron et indépendant informel	64,3	82,6	74,8
Aide familial et assimilé	2,7	5,2	3,7
Total	100,0	100,0	100,0
Effectif	831 349	1 014 491	1 845 841
Femmes			
Situation d'emploi			
Occupé	85,9	89,4	88,2
Chômeur	2,8	1,6	2,0
MOP	11,3	9,1	9,8
Total	100,0	100,0	100,0
Effectif	894 843	1 066 633	1 961 475
Type d'emploi			
Salarié	12,0	4,3	7,5
Patron et indépendant formel	0,7	0,0	0,3
Patron et indépendant informel	79,5	79,4	80,0
Aide familial et assimilé	7,8	16,2	12,2
Total	100,0	100,0	100,0
Effectif	768 536	953 306	1 721 841

Source : INStAD, ERI-ESI 2018 et nos calculs

• **Sexe et branche d'activité**

L'accès à une branche d'activité varie suivant le sexe (tableau 4). 44,9% des hommes exercent dans l'agriculture contre 28,9% des femmes tandis que l'industrie emploie 17,2% des femmes et 12,2% des hommes. L'industrie comprend également la transformation artisanale des produits agricoles où plus de femmes que d'hommes travaillent. La proportion de femmes travaillant dans le commerce (32,6%) est plus importante que celles des hommes (11,8%). Les hommes sont plus nombreux dans les services (31,1%) que les femmes (21,3%). La différence de proportion entre hommes et femmes dans les services serait essentiellement due au service transport où le "zémidjan" occupe beaucoup d'hommes.

Tableau 4 : Sexe et branche d'activité

Branche d'activité	Hommes	Femmes	Total
Agriculture	44,9	28,9	37,2
Industrie	12,2	17,2	14,6
Commerce	11,8	32,6	21,8
Services	31,1	21,3	26,4
Total	100,0	100,0	100,0
Effectif	1 843 732	1 719 505	3 563 238

Source : INStAD, ERI-ESI 2018 et nos calculs

• **Statut matrimonial et statut d'occupation**

Le tableau 5 présente le statut d'occupation et le type d'emploi selon le sexe et la situation matrimoniale. Chez les hommes, on peut noter que le taux d'occupation est plus faible chez les célibataires (76,5%) alors qu'il y a très peu de différence entre les mariés et les veufs, divorcés ou séparés. La proportion de main d'œuvre potentielle est beaucoup plus importante chez les hommes célibataires que chez les mariés et les veufs, divorcés ou séparés.

Chez les femmes, il faut remarquer en plus que les célibataires sont moins occupées et constituent une main d'œuvre potentielle importante (20,5%), à la différence des mariées et des veuves, divorcées ou séparées (9,0% et 3,3%), ces dernières étant plus occupées (89,3 et 94,0% respectivement). Le type d'emploi occupé révèle chez les hommes une plus forte proportion de salarié chez les célibataires (31,0%) que chez les autres (19,1% et 20,6%). Par ailleurs, les hommes célibataires sont moins des

travailleurs indépendants informels et plus d'aide familial que les autres. Chez les femmes également, les célibataires affichent les proportions les plus élevées de salariés et d'aide familial et la proportion la plus faible de travailleuses indépendantes informelles. Il faut ajouter à cela que les femmes en rupture d'union ont une plus forte proportion de salariées et de travailleuses indépendantes informelles que les mariées.

Tableau 5 : Statut d'occupation et type d'emploi selon le statut matrimonial

	Célibataire	Marié.e	Divorcé.e	Total
Hommes				
Situation d'emploi				
Occupé	76,5	96,2	96,3	93,0
Chômeur	5,4	1,4	0,7	2,1
MOP	18,1	2,4	3,0	4,9
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Effectif	396 864	1 545 782	57 575	2 000 222
Type d'emploi				
Salarié	31,0	19,1	20,6	21,0
Patron et indépendant formel	0,4	0,4	2,1	0,4
Patron et indépendant informel	51,1	79,1	75,4	74,8
Aide familial et assimilé	17,5	1,4	2,0	3,7
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Effectif	303 642	1 486 732	55 467	1 845 841
Femmes				
Situation d'emploi				
Occupé	75,6	89,3	94,0	88,2
Chômeur	3,9	1,7	2,7	2,0
MOP	20,5	9,0	3,3	9,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Effectif	298 518	1 431 834	231 124	1 961 475
Type d'emploi				
Salarié	18,8	5,7	8,6	7,5
Patron et indépendant formel	0,1	0,2	1,0	0,3
Patron et indépendant informel	60,6	81,7	86,0	80,0
Aide familial et assimilé	20,6	12,4	4,4	12,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Effectif	225 636	1 278 916	217 289	1 721 841

Source : INStAD, ERI-ESI 2018 et nos calculs

3.2. Déterminants des disparités de genre sur le marché du travail au Bénin

Cette section examine les déterminants des disparités de genre sur le marché du travail au Bénin. Elle complète l'analyse descriptive précédente en examinant toute chose égale par ailleurs l'influence des variables sur le statut d'occupation et le type d'emploi occupé.

• **Probabilité d'insertion dans l'emploi**

Nous analysons d'abord les chances pour les hommes et les femmes d'avoir une activité rémunérée plutôt que d'être chômeur ou main d'œuvre potentielle. Les résultats sont présentés dans le tableau 6. Nous analysons simultanément les résultats des hommes et des femmes en faisant ressortir les principales différences entre les hommes et les femmes. Pour chaque sexe, trois différents modèles ont été estimés en calculant les odds ratios. Un odds ratio inférieur à 1 signifie que la modalité visée a moins de chance que la modalité de référence d'avoir une activité rémunérée. Inversement, un odds ratio supérieur à 1 indique que la modalité visée a plus de chance que la modalité de référence d'avoir une activité rémunérée. Un odds ratio égal à 1 ou non significatif indique qu'il n'y a pas de différence entre la modalité visée et la modalité de référence.

Les modèles révèlent l'influence du milieu de résidence sur la chance d'avoir un emploi pour les hommes et les femmes. L'effet du milieu de résidence est plus net chez les hommes que chez les femmes. Le milieu urbain offre moins de chance que le milieu rural d'avoir un emploi, particulièrement pour les hommes. L'effet du milieu de résidence tend à se renforcer chez les hommes lorsqu'on passe du modèle 1 au modèle 3. Chez les femmes, l'effet déjà faiblement significatif dans le premier modèle a disparu dans le deuxième modèle avant de réapparaître dans le dernier modèle qui inclut toutes les variables explicatives. L'effet du milieu de résidence est absorbé par les caractéristiques du ménage, notamment l'origine sociale, la taille du ménage et le nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage. Ces variables comptent plus pour les femmes indépendamment du milieu de résidence. Le

département de résidence a également un effet sur la chance d'avoir une activité autant pour les hommes que pour les femmes. Le département du Littoral sert de référence pour la comparaison. Il ressort que le Mono et le Couffo offrent moins de chance que le Littoral d'avoir un emploi à la fois pour les hommes et les femmes. Les hommes du Plateau ont plus de chance que ceux du Littoral d'avoir un emploi. Les femmes du Borgou et de la Donga ont moins de chance que celles du Littoral d'avoir une activité rémunérée. Par contre, les femmes des Collines et du Zou dans une moindre mesure (les deux premiers modèles seulement) ont plus de chance que celles du Littoral d'être occupées.

Le niveau de vie n'a aucun effet sur la chance d'être occupé pour les femmes. Chez les hommes, les riches ont plus de chance que les pauvres d'avoir un emploi. Aucune différence significative n'est notée entre les pauvres et ceux qui ont un niveau de vie moyen. Les résultats montrent un effet ambigu de l'origine sociale sur le statut d'occupation. Les hommes dont le père a un niveau primaire ont moins de chance que ceux dont le père n'est pas instruit et chez les femmes, ce sont celles dont le père a un niveau secondaire et plus qui ont moins de chance que celles dont le père n'est pas instruit. Pour les deux sexes, ceux qui ne connaissent pas le niveau d'instruction de leur père ont plus de chance d'avoir une activité rémunérée. C'est sans doute cette dernière modalité qui a embrouillé les résultats liés à cette variable.

La taille du ménage n'a aucun effet sur la chance des hommes d'être occupé. Par contre les femmes qui vivent dans un ménage de 4 à 5 personnes ont plus de chance que celles qui vivent dans un ménage de 1 à 3 personnes. Une taille moyenne du ménage favorise l'emploi des femmes. Lorsque la taille du ménage est petite, le risque de se retrouver seule à faire les tâches domestiques est élevé, ce qui constitue un frein à l'activité professionnelle. De même lorsque la taille du ménage est grande, la chance d'avoir plusieurs femmes dont une seule exerce une activité rémunérée tandis que les autres s'occupent des tâches domestiques est élevée, par conséquent la chance d'avoir une activité rémunérée pour l'ensemble des femmes est réduite. C'est le fait que les femmes des ménages de petite taille (1-3 personnes) soient seules à exécuter les tâches domestiques qui limite leur accès à l'emploi rémunéré. Le nombre d'enfants de moins de 5 ans normalisé par la taille du ménage a un effet positif pour les hommes et un effet négatif pour les femmes dans le modèle 2. Les enfants constituent un surpoids de charge domestique pour les femmes tandis que pour les hommes socialement attendus dans leur rôle de pourvoyeur de pain, cela les oblige à travailler. Cependant l'effet disparaît pour les hommes et les femmes lorsqu'on tient compte des caractéristiques individuelles.

Le modèle 3 intègre les caractéristiques individuelles à l'analyse. Le niveau d'instruction a un effet négatif sur la chance d'avoir un emploi pour les hommes et les femmes. Avoir un niveau d'instruction secondaire ou supérieur diminue la chance d'être occupé comparé à ceux qui n'ont aucun niveau d'instruction. Les personnes les plus instruites ont des attentes plus élevées que les opportunités offertes par le marché donc ont moins de chance d'avoir une activité aux conditions du marché.

L'âge a un effet positif sur la chance d'avoir une activité pour les hommes et les femmes. Les adultes de 25-34 ans et de 35-64 ans ont plus de chance que les jeunes de 15-24 ans d'être occupés. L'expérience qui évolue avec l'âge améliore les chances des aînés d'être occupés. Le statut matrimonial a un effet opposé pour les hommes et les femmes. Les hommes mariés ont plus de chance que les célibataires d'avoir une activité que les célibataires. Les veufs divorcés ou séparés ont encore davantage de chance que les célibataires d'être occupés. Pour les femmes, les mariées ont moins de chance que les célibataires d'exercer une activité rémunérée. Certains hommes s'opposent à l'activité économique de leur épouse. Les femmes sont parfois obligées d'utiliser des stratégies de contournement dans la mesure du possible pour exercer leur activité. L'autorité du conjoint, ajoutée à la charge des tâches domestiques constituent un obstacle à l'activité économique des femmes mariées. Ce résultat est soutenu par l'effet du lien de parenté avec le chef de ménage. Les épouses du chef de ménage ont moins de chance que celles qui sont cheffes de ménage d'être occupées. Les enfants et autres parents du chef de ménage ont également moins de chance que les cheffes de ménage d'être occupées. Enfin, le lien de parenté n'a pas d'effet significatif sur la chance d'être occupé pour les hommes et les femmes.

Les études thématiques à partir des données de l'ERI-ESI
Cahier 4 : Inégalité de genre sur le marché du travail

Tableau 6: Résultats des modèles binaires hommes et femmes

Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
	Hommes			Femmes		
	Odds ratio	Odds ratio	Odds ratio	Odds ratio	Odds ratio	Odds ratio
Milieu de résidence (Réf : Rural)						
Urbain	0,620*** -0,0919	0,663*** -0,0978	0,704** -0,118	0,736** -0,0983	0,805 -0,114	0,762* -0,113
Département (Réf : Littoral)						
Alibori	1,024 -0,306	0,807 -0,254	0,888 -0,317	0,803 -0,248	0,688 -0,217	0,825 -0,262
Atacora	1,513 -0,502	1,32 -0,452	1,666 -0,687	1,401 -0,392	1,323 -0,374	1,491 -0,455
Atlantique	0,79 -0,185	0,825 -0,201	0,812 -0,223	0,948 -0,193	0,968 -0,222	0,903 -0,211
Borgou	1,238 -0,35	1,121 -0,327	0,962 -0,303	0,505*** -0,132	0,457*** -0,119	0,440*** -0,121
Colline	1,334 -0,399	1,258 -0,382	1,757 -0,61	1,685** -0,421	1,755** -0,454	1,916** -0,525
Couffo	0,380*** -0,097	0,355*** -0,094	0,518** -0,152	0,525*** -0,125	0,450*** -0,119	0,482*** -0,133
Donga	1,065 -0,277	1,021 -0,281	1,163 -0,342	0,500*** -0,104	0,559** -0,132	0,533*** -0,124
Mono	0,530*** -0,113	0,561** -0,13	0,618* -0,159	0,460*** -0,087	0,423*** -0,094	0,381*** -0,091
Ouémé	1,029 -0,24	1,106 -0,254	1,369 -0,337	0,778 -0,167	0,758 -0,176	0,772 -0,194
Plateau	1,758* -0,564	1,748* -0,584	2,064** -0,688	1,367 -0,37	1,37 -0,41	1,599 -0,465
Zou	1,56 -0,495	1,692 -0,556	1,151 -0,408	1,646* -0,471	1,695* -0,487	1,55 -0,442
Niveau de vie (Réf : Pauvre)						
Moyen		1,255 -0,204	1,207 -0,2		0,978 -0,137	0,979 -0,145
Riche		1,299* -0,191	1,423** -0,218		1,001 -0,134	1,041 -0,153
Origine sociale (Réf : Aucun)						
Primaire		0,561** -0,132	0,766 -0,189		0,975 -0,289	1,11 -0,33
Secondaire et +		0,734 -0,224	1,246 -0,375		0,457*** -0,116	0,606* -0,167
Ne sait pas		1,457* -0,298	1,628** -0,348		1,802*** -0,314	1,681*** -0,297
Taille du ménage (Réf : 1-3)						
04-mai		1,291 -0,219	1,176 -0,231		1,344** -0,175	1,275* -0,187
6 et +		1,07 -0,159	1,02 -0,2		1,232 -0,167	1,244 -0,195
nbenf_norm		7,507*** -3,432	1,385 -0,68		0,484*** -0,122	1,121 -0,341
Niveau d'instruction (Réf : Aucun)						
Primaire			1,236 -0,217			1,113 -0,185
Secondaire			0,609*** -0,109			0,763* -0,112
Supérieur			0,312*** -0,065			0,382*** -0,104
Groupe d'âge (Réf : 15-24)						
25-34			2,022*** -0,371			2,285*** -0,269
35-64			3,259*** -0,617			5,396*** -0,829
Situation matrimoniale (Réf : Célibataire)						
Marié.e			1,929*** -0,39			0,646* -0,148
Divorcé.e/séparé.e/veuf.ve			2,093* -0,927			0,624 -0,19
Lien de parenté avec le CM (Réf : CM)						
Conjoint.e			0,335*** -0,122			0,676** -0,125
Enfant			0,334*** -0,075			0,196*** -0,052
Autres parents			0,351*** -0,101			0,641* -0,17
Sans lien			1,044 -1,203			0,408 -0,338
Statut migratoire (Réf : Non migrant)						
Migrant			1,097 -0,174			1,089 -0,165
Constant	16,12*** -3,208	7,844*** -2,279	4,156*** -1,449	9,770*** -1,775	5,909*** -1,653	5,294*** -1,939
Observations	7 108	6 973	6 836	6 933	6 792	6 525

Source : INStAD, ERI-ESI 2018 et nos calculs
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 et Robust standard errors in parentheses

• **Contribution des facteurs aux disparités de genre par la méthode de décomposition**

Le tableau 7 présente les résultats de la décomposition de l'inégalité d'accès à l'emploi entre femmes et hommes. Il montre que les différences de caractéristiques entre femmes et hommes comptent pour 9,6% des inégalités (effet de composition) tandis que les différences de coefficients entre le modèle des hommes et celui des femmes comptent pour 90,4% (effet de structure). L'effet de structure englobe à la fois les discriminations sur le marché du travail et les comportements des hommes et des femmes sur le marché du travail. Les disparités entre femmes et hommes sur le marché du travail au Bénin sont principalement dues aux différences de coefficients entre hommes et femmes donc à la structure du marché du travail et aux comportements différenciés de sexe.

Le tableau 7 montre la contribution de chaque facteur aux deux effets mentionnés ci-dessus. Les principaux facteurs qui contribuent significativement à l'effet de composition sont l'origine sociale, le niveau d'instruction, l'âge, la situation matrimoniale et le lien de parenté avec le chef de ménage. Si les femmes avaient la même distribution en termes de lien de parenté avec le chef de ménage, autrement dit le même statut que les hommes dans le ménage, l'inégalité d'accès à l'emploi serait réduite de 16,5%. On sait que la majorité des hommes sont chefs de ménage (84%) et la majorité des femmes sont épouses du chef de ménage (58%). De même, si les femmes avaient la même structure par âge que les hommes l'inégalité d'accès à l'emploi serait réduite de 12,2%. Les femmes actives sont relativement plus jeunes que les hommes. En effet 14% des hommes ont entre 15 et 24 ans (contre 18% des femmes), 29% ont 25 à 34 ans (contre 34% des femmes) et 57% ont entre 35 et 64 ans (contre 48% des femmes). Par contre, si les femmes avaient le même niveau d'instruction en moyenne que les hommes, les inégalités d'accès à l'emploi seraient accrues de 13,4%. Les hommes sont en moyenne plus instruits que les femmes. Seulement 2% des femmes ont un niveau d'études supérieures contre 8% des hommes tandis que 52% des hommes ne sont pas instruits contre 74% des femmes. Les résultats précédents ont montré que le niveau d'instruction a un impact négatif sur la chance d'avoir un emploi pour les hommes et les femmes. Une distribution égale entre hommes et femmes en termes de statut matrimonial devrait aussi engendrer une augmentation des disparités de 4,0%. Les femmes sont plus divorcées, veuves ou séparées que les hommes alors que cette catégorie a plus de chance d'avoir une activité rémunérée que le groupe des mariées où les femmes ont moins de chance d'avoir une activité rémunérée. Environ 73% des femmes sont mariées contre 77% des hommes. Les contributions importantes à l'effet de structure sont apportées par le niveau de vie, le niveau d'instruction, l'âge, la situation matrimoniale et le lien de parenté. Mentionnons ici que si le modèle des femmes et celui des hommes avaient fourni les mêmes coefficients, le niveau de vie réduirait les disparités de 36,2% et la situation matrimoniale de 84,1% tandis que le niveau d'instruction aurait accru les inégalités de 11,6%, le lien de parenté de 35,3% et l'âge de 65,1%.

Tableau 7 : Résultats de la décomposition de l'inégalité de probabilité du modèle binaire

sitemp_red	Effet de composition		Effet de structure	
	Valeur moyenne	Contribution (%)	Valeur moyenne	Contribution (%)
Milieu de résidence	-0,00001	-0,014**	0,00491	9,811
Département	-0,00043	-0,864	-0,00008	-0,164
Niveau de vie	0,00023	0,469	0,01810	36,197*
Origine sociale	-0,00069	-1,379***	-0,01066	-21,322
Taille du ménage	0,00000	-0,006	-0,00531	-10,613
Nombre d'enfants de - de 5ans	0,00002	0,038**	0,00578	11,554
Niveau d'instruction	-0,00669	-13,383***	-0,00583	-11,651*
Age	0,00612	12,248**	-0,03256	-65,120**
Situation matrimoniale	-0,00202	-4,044**	0,04207	84,137**
Lien de parenté avec le CM	0,00828	16,551*	-0,01765	-35,306**
Statut migratoire	0,00001	0,017	0,00105	2,093
_cons	-	-	0,04537	90,749
Total	0,00482	9,634	0,04518	90,366***

Source : INStaD, ERI-ESI 2018 et nos calculs

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

$$\bar{P}_H = 0,92 \quad \bar{P}_F = 0,87 \quad \bar{P}_H - \bar{P}_F = E + C = 0,05 \quad E = \sum_{k=1}^K E_k \quad C = \sum_{k=1}^K C_k \quad \text{avec } K \text{ le nombre de variables}$$

- **Approche multinomiale**

L'analyse de la probabilité d'avoir une activité rémunérée est complétée par les chances relatives d'occuper différents types d'emplois. Nous distinguons ici trois types d'emploi à savoir l'emploi salarié, l'emploi indépendant ou patron et aide familial. L'emploi salarié sert de base pour la comparaison. Nous analysons donc les chances d'être indépendant plutôt que d'être salarié d'une part et d'autre part la chance d'aide aide familial plutôt que d'être salarié. Nous avons réalisé comme dans les modèles précédents trois modèles séparément pour les hommes et les femmes. Nous avons calculé les ratios de risque relatif. Nous analysons simultanément les résultats pour les hommes et les femmes.

En considérant le type d'emploi occupé, on retrouve que le milieu urbain donne moins de chance d'avoir un emploi indépendant ou d'être aide familial plutôt que d'être salarié pour les hommes et les femmes. Des différences ont été notées entre les départements comparés au Littoral notamment dans les deux premiers modèles. Dès qu'on tient compte des caractéristiques individuelles dans le dernier modèle, les effets disparaissent pour plusieurs départements. Le département de l'Alibori offre plus de chance aux hommes que le Littoral d'avoir un emploi indépendant plutôt que d'être salarié. Aucune différence n'a été notée chez les hommes en ce qui concerne les aides familiaux et chez les femmes. Le département de l'Atacora offre d'une part plus de chance aux hommes et aux femmes d'avoir un emploi indépendant que le Littoral et d'autre part plus de chance aux hommes seulement d'être aide familial. La chance d'avoir un emploi indépendant pour les hommes est plus élevée dans l'Atlantique que dans le Littoral alors que la chance d'être aide familial y est plus faible pour les hommes et les femmes. Dans le Borgou et le Mono, les hommes ont plus de chance d'avoir une activité indépendante tandis que les femmes ont moins de chance d'être aide familial que dans le Littoral. C'est seulement les hommes qui ont plus de chance que ceux du Littoral d'être aide familial dans les Collines. On note dans le Couffo que seuls les hommes ont plus de chance que ceux du Littoral d'avoir une activité indépendante tout comme dans la Donga et l'Ouémé. Le Plateau offre plus de chance aux hommes et aux femmes d'avoir un emploi indépendant que le Littoral. Enfin les hommes du Zou ont plus de chance que ceux du Littoral tandis que les femmes y ont à la fois plus de chance d'avoir une activité indépendante ou d'être aide familiale que celles du Littoral.

Les caractéristiques du ménage ont montré quelques effets sur le type d'emploi exercé. Les hommes vivant dans un ménage de niveau de vie moyen ont plus de chance que les hommes des ménages pauvres d'avoir une activité indépendante et les femmes vivant dans un ménage riche ont moins de chance d'avoir une activité indépendante ou d'être aide familiale plutôt que d'être salariée que les femmes des ménages pauvres. L'origine sociale n'a aucun effet pour les hommes tandis que les femmes dont le père a un niveau secondaire et plus ont moins de chance que celles dont le père n'est pas instruit d'avoir une activité indépendante. Les hommes et les femmes qui vivent dans un ménage de 6 personnes et plus ont plus de chance d'avoir une activité indépendante plutôt que d'être salarié que ceux qui vivent dans un ménage de 1 à 3 personnes. Les femmes des ménages de 6 personnes et plus ont également plus de chance d'être aide familiale.

Les caractéristiques individuelles sont des déterminants importants du type d'activité exercé. Le niveau d'instruction réduit la chance d'être indépendant ou aide familial plutôt que d'être salarié pour les hommes et les femmes. Autrement avoir un niveau secondaire ou supérieur offre plus de chance d'être salarié. L'âge augmente la chance des hommes d'être indépendants et réduit la chance d'être aide familial alors que chez les femmes c'est seulement celles qui ont 35-64 ans qui ont plus de chance d'être indépendantes que les jeunes de 15-24 ans. Le fait d'être marié augmente la chance des hommes d'être indépendant alors que chez les femmes mariées la chance d'être aide familiale diminue par rapport aux célibataires. Le lien de parenté joue également un rôle important pour les hommes et les femmes. Les femmes, épouses du chef de ménage ont plus de risque que les cheffes de ménage d'être indépendantes ou aide familiale plutôt que d'être salariée. Les enfants du chef de ménage, les autres parents et les personnes sans lien ont plus de risque d'être aide familial que les chefs de ménage chez les hommes et les femmes. Les femmes sans lien de parenté avec le chef de ménage ont en plus moins de chance d'être travailleuses indépendantes. Enfin, l'industrie, le commerce et les services offrent moins de chance que l'agriculture d'être indépendant ou aide familial chez les hommes. Chez les

femmes, le même effet a été noté pour l'aide familial mais celles qui travaillent dans le commerce ont par contre plus de chance que celles qui travaillent dans l'agriculture d'être indépendantes.

Les résultats de la décomposition (tableau 9) montrent que les probabilités moyennes des femmes sont supérieures à celles des hommes c'est-à-dire que les femmes ont plus de risques d'être travailleuses indépendantes ou aides familiales que les hommes comparativement au risque d'avoir un emploi salarié. Les différences de caractéristiques entre les hommes et les femmes contribuent à 36% de la disparité dans l'emploi indépendant et l'effet de structure représente 64%. Le niveau d'instruction et le statut matrimonial ont les plus grandes contributions positives aux deux effets, autrement éliminer les inégalités de genre dans l'éducation et la situation matrimoniale contribuerait à réduire les inégalités dans l'emploi indépendant. En ce qui concerne les inégalités dans le travail en tant qu'aide familial, l'effet de composition représente 20% et l'effet de structure 80%. Le niveau d'instruction et le lien de parenté sont les caractéristiques qui contribuent plus positivement à l'effet de composition. Ce sont les coefficients liés au département et à l'âge qui contribuent plus positivement à l'effet de structure.

Tableau 8: Résultats des modèles multinomiaux hommes et femmes

Variables	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3			Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3		
				Hommes									Femmes					
	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR
Milieu de résidence (Réf : Rural)																		
Urbain	0,398*** (0,043)	0,336*** (0,067)		0,401*** (0,0437)	0,339*** (0,0663)		0,808* (0,0899)		0,741 (0,174)	0,437*** (0,072)	0,236*** (0,049)		0,452*** (0,079)	0,238*** (0,051)		0,715* (0,144)	0,549* (0,135)	
Département (Réf : Littoral)																		
Alibori	4,740*** (1,601)	13,33*** (6,884)		3,542*** (1,161)	11,96*** (6,206)		2,063*** (0,571)		2,129 (1,152)	1,786** (0,509)	3,001*** (1,155)		1,024 (0,320)	1,539 (0,639)		1,346 (0,449)	0,856 (0,403)	
Atacora	6,786*** (1,911)	23,28*** (11,900)		4,529*** (1,276)	18,57*** (9,507)		2,765*** (0,692)		3,181** (1,643)	6,081*** (2,830)	15,790*** (8,335)		2,951** (1,364)	6,771*** (3,584)		2,687* (1,353)	1,921 (1,106)	
Atlantique	2,077*** (0,343)	0,266* (0,208)		1,654*** (0,281)	0,256* (0,204)		2,418*** (0,478)		0,136* (0,153)	1,527* (0,344)	0,063*** (0,042)		0,988 (0,223)	0,025*** (0,019)		1,467 (0,388)	0,029*** (0,024)	
Borgou	3,108*** (0,659)	2,052 (1,030)		2,273*** (0,481)	1,823 (0,949)		1,825*** (0,359)		0,727 (0,442)	1,436 (0,507)	0,835 (0,381)		0,781 (0,296)	0,381* (0,195)		0,929 (0,392)	0,124*** (0,071)	
Colline	2,674*** (0,609)	9,052*** (3,805)		2,131*** (0,483)	8,737*** (3,798)		1,389 (0,328)		2,410* (1,173)	1,752* (0,527)	3,068*** (1,176)		1,178 (0,356)	1,925* (0,756)		1,345 (0,488)	0,819 (0,396)	
Couffo	3,998*** (0,856)	5,547*** (2,579)		2,682*** (0,616)	4,825*** (2,307)		2,154*** (0,528)		1,973 (1,184)	2,306*** (0,596)	2,251** (0,844)		1,204 (0,369)	1,088 (0,469)		1,671 (0,623)	0,451 (0,243)	
Donga	3,933*** (0,834)	4,479*** (2,096)		3,088*** (0,640)	4,127*** (2,036)		2,385*** (0,466)		0,984 (0,504)	2,027** (0,624)	1,336 (0,517)		1,034 (0,336)	0,59 (0,250)		1,161 (0,418)	0,465 (0,220)	
Mono	2,140*** (0,391)	2,716** (1,234)		1,598** (0,307)	2,255* (1,046)		1,593** (0,346)		1,375 (0,745)	1,606* (0,413)	1,096 (0,399)		0,984 (0,264)	0,606 (0,238)		1,184 (0,386)	0,311** (0,156)	

Variables	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3			Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3		
	Hommes			Femmes														
	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR
Ouémé	2,013*** (0,306)	1,296 (0,601)	1,635*** (0,276)	1,192 (0,578)	1,736*** (0,330)	0,541 (0,305)	1,890*** (0,383)	1,349 (0,428)	1,271 (0,302)	0,806 (0,289)	1,14 (0,310)	0,773 (0,325)						
Plateau	3,389*** (0,670)	1,794 (0,859)	2,331*** (0,459)	1,479 (0,746)	1,716** (0,394)	0,384 (0,228)	5,539*** (1,611)	2,880*** (1,174)	3,035*** (1,000)	1,392 (0,628)	3,331*** (1,319)	0,694 (0,374)						
Zou	3,111*** (0,638)	2,285 (1,202)	2,368*** (0,488)	2,504* (1,372)	1,669** (0,357)	1,543 (0,811)	2,514*** (0,688)	4,859*** (1,770)	1,583 (0,471)	3,071*** (1,203)	1,935* (0,672)	2,136* (0,972)						
Niveau de vie (Réf : Pauvre)																		
Moyen			1,014	1,031	1,279*	1,174			1,091	0,975	1,232	1,088						
			(0,119)	(0,237)	(0,177)	(0,372)			(0,212)	(0,235)	(0,273)	(0,284)						
Riche			0,679***	0,821	1,159	1,447			0,510***	0,477***	0,671**	0,600**						
			(0,069)	(0,158)	(0,130)	(0,373)			(0,088)	(0,105)	(0,124)	(0,139)						
Origine sociale (Réf : Aucun)																		
Primaire			0,567***	1,316	0,801	0,844			0,578	0,677	0,688	1,089						
			(0,111)	(0,529)	(0,167)	(0,348)			(0,211)	(0,293)	(0,284)	(0,533)						
Secondaire et +			0,323***	0,871	0,786	0,428			0,139***	0,131***	0,258***	0,385						
			(0,0741)	(0,476)	(0,199)	(0,263)			(0,047)	(0,077)	(0,109)	(0,257)						
NSP			1,199	1,23	1,412**	1,094			0,884	0,883	0,91	0,915						
			(0,143)	(0,336)	(0,195)	(0,313)			(0,217)	(0,249)	(0,260)	(0,291)						
Taille du ménage (Réf : 1-3)																		
04-mai			1,500***	1,555*	1,125	0,978			1,646***	1,759***	1,165	1,173						
			(0,150)	(0,353)	(0,140)	(0,296)			(0,243)	(0,333)	(0,187)	(0,248)						

Les études thématiques à partir des données de l'ERI-ESI
Cahier 4 : Inégalité de genre sur le marché du travail

Variables	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3			Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3		
				Hommes									Femmes					
	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR
6 et +				1,819*** (0,180)	3,153*** (0,697)	1,219* (0,145)	1,378 (0,398)			2,545*** (0,439)	3,597*** (0,785)	1,661*** (0,322)				1,700** (0,411)		
nbenf_norm				1,223 (0,280)	0,109*** (0,0661)	1,595 (0,520)	1,505 (1,073)			1,558 (0,747)	0,989 (0,509)	1,795 (1,102)				0,48 (0,334)		
Niveau d'instruction (Réf : Aucun)																		
Primaire						1,003 (0,132)	0,797 (0,206)					0,847 (0,180)				0,855 (0,245)		
Secondaire						0,376*** (0,045)	0,449*** (0,111)					0,288*** (0,054)				0,410*** (0,108)		
Supérieur						0,114*** (0,019)	0,152*** (0,097)					0,098*** (0,048)				0,074*** (0,071)		
Groupe d'âge (Réf : 15-24)																		
25-34						2,254*** (0,374)	0,536** (0,141)					1,357 (0,295)				0,827 (0,205)		
35-64						2,395*** (0,423)	0,260*** (0,080)					2,004*** (0,532)				0,951 (0,287)		
Situation matrimoniale (Réf : Célibataire)																		
Marié.e						1,555*** (0,261)	0,914 (0,276)					1,316 (0,360)				0,519* (0,185)		
Divorcé.e/séparé.e/veuf.ve						1,083 (0,323)	0,848 (0,522)					1,534 (0,470)				0,751 (0,340)		

Les études thématiques à partir des données de l'ERI-ESI

Cahier 4 : Inégalité de genre sur le marché du travail

Variables	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3			Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3		
				Hommes									Femmes					
	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR	Indép	Aide fam	RRR
Lien de parenté avec le CM (Réf : CM)																		
Conjoint.e				0,827 (0,262)	4,886*** (2,847)								2,400*** (0,530)	14,18*** (4,359)				
Enfant				1,073 (0,238)	11,77*** (4,600)								0,711 (0,240)	5,451*** (2,404)				
Autres parents				0,741 (0,274)	8,211*** (3,778)								1,190 (0,370)	6,099*** (2,577)				
Sans lien				0,485 (0,368)	1,97e -08*** (1,70e -08)								0,048** (0,057)	41,97*** (29,780)				
Statut migratoire (Réf : Non migrant)																		
Migrant				0,908 (0,107)	1,307 (0,383)								0,735* (0,133)	1,179 (0,263)				
Branche d'activité (Réf : Agriculture)																		
Industrie				0,282*** (0,044)	0,167*** (0,051)								0,943 (0,313)	0,084*** (0,033)				
Commerce				0,519*** (0,094)	0,230*** (0,089)								4,394*** (1,463)	0,312*** (0,118)				
Services				0,099*** (0,014)	0,080*** (0,023)								0,433*** (0,134)	0,038*** (0,013)				
Constant	2,254*** (0,319)	0,102*** (0,039)		2,224*** (0,469)	0,0714*** (0,038)		2,667*** (0,798)	0,593 (0,407)		8,907*** (1,805)	1,808** (0,537)		13,71*** (5,050)	2,864** (1,378)		4,834*** (2,763)	6,181** (4,471)	

Variables	Hommes			Femmes		
	Modèle 1		Modèle 2	Modèle 1		Modèle 2
	Indép	Aide fam	Indép	Aide fam	Indép	Aide fam
	RRR	RRR	RRR	RRR	RRR	RRR
Observations	6 559	6 559	6 443	6 443	6 076	5 956

Source : INStad, ERI-ESI 2018 et nos calculs

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tableau 9 : Résultats de la décomposition des inégalités de probabilité des modèles multinomiaux

sitemp_red	Indépendant/salarié				Aide familial/salarié			
	Effet de composition		Effet de structure		Effet de composition		Effet de structure	
	Valeur moyenne	Contribution (%)	Valeur moyenne	Contribution (%)	Valeur moyenne	Contribution (%)	Valeur moyenne	Contribution (%)
Milieu de résidence	-0,00005	-0,040***	0,00858	6,945	-0,00012	-0,028***	0,00114	0,255
Département	0,00046	0,373	0,04631	37,501**	0,00052	0,116	0,17744	39,821***
Niveau de vie	0,00097	0,788	-0,03822	-30,947*	0,00143	0,320	-0,04924	-11,051
Origine sociale	-0,00026	-0,208	-0,05807	-47,020**	-0,00158	-0,356	-0,01335	-2,997
Taille du ménage	0,00075	0,606***	0,04465	36,156*	0,00113	0,253***	0,03176	7,128
Nombre d'enfants de - de 5 ans	-0,00208	-1,685	0,01042	8,434	-0,00016	-0,037	0,01764	3,958
Niveau d'instruction	0,04079	33,031***	-0,00666	-5,391	0,0473	10,615***	-0,03053	-6,852
Age	-0,00561	-4,544***	0,01974	15,985	-0,00129	-0,289	0,29101	65,307***
Situation matrimoniale	0,01153	9,333***	0,09932	80,425**	0,00757	1,698	0,17918	40,210
Lien de parenté avec le CM	0,00942	7,627	0,04	32,388**	0,07108	15,951***	0,00687	1,543
Statut migratoire	0,00005	0,039	0,00002	0,019	-0,00009	-0,021	0,00653	1,466
Branche d'activité	-0,01204	-9,749***	0,07759	62,824***	-0,03538	-7,939***	-0,02875	-6,451
_cons			-0,16412	-132,890*			-0,23449	-52,623
Total	0,04393	35,572***	0,07957	64,428***	0,09039	20,285***	0,35521	79,715***

Source : INStad, ERI-ESI 2018 et nos calculs

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

$\bar{P}_{H2} = 0,79 \quad \bar{P}_{F2} = 0,92 \quad \bar{P}_{H2} - \bar{P}_{H2} = E + C = 0,13 \quad E = \sum_{k=1}^K E_k \quad C = \sum_{k=1}^K C_k \quad \text{avec } K \text{ le nombre de variables}$

$\bar{P}_{H3} = 0,21 \quad \bar{P}_{F3} = 0,65 \quad \bar{P}_{H3} - \bar{P}_{H3} = E + C = 0,44 \quad E = \sum_{k=1}^K E_k \quad C = \sum_{k=1}^K C_k \quad \text{avec } K \text{ le nombre de variables}$

Conclusion

Cet article est consacré à l'analyse des disparités de genre sur le marché du travail au Bénin. Nous avons montré que le taux d'emploi des actifs est plus élevé chez les hommes que chez les femmes d'une part et d'autre part que les femmes ont moins de chance que les hommes d'occuper un emploi salarié. Les femmes sont plus occupées dans l'emploi indépendant ou sont plus aide familial que les hommes. La principale contribution de l'étude réside dans la recherche des déterminants de l'emploi des hommes et des femmes d'une part et de la contribution des facteurs aux inégalités d'accès à l'emploi entre les hommes et les femmes. Nous avons analysé les probabilités d'accès à l'emploi pour les hommes et les femmes à l'aide d'un modèle logistique binaire. L'inégalité de probabilité issue de ce modèle a été décomposée en effet de composition et effet de structure. La contribution des variables explicatives a été calculée suivant la méthode de Oaxaca et Blinder (1973). Ensuite un modèle logistique multinomial a permis d'analyser les risques relatifs d'insertion dans un type d'emploi donné. Le modèle binaire a montré entre autres un effet important de l'âge et un effet négatif du niveau d'instruction pour les hommes et les femmes. Par contre, le statut matrimonial a différemment joué pour les hommes et les femmes. Si le fait d'être marié améliore la chance d'accès à l'emploi pour les hommes, cela réduit la probabilité pour les femmes. Le statut d'épouse du chef de ménage a également le même effet chez les femmes. Les résultats liés au niveau d'instruction et au statut matrimonial confirment des travaux existants sur les inégalités de genre sur le marché du travail en Afrique (Arbache et al., 2010; Herrera & Torelli, 2013; Lachaud, 1997). La taille du ménage et le nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage ont également tendance à pénaliser l'activité des femmes. Les inégalités entre hommes et femmes s'expliquent surtout par le statut matrimonial, le lien de parenté avec le chef de ménage, le niveau d'instruction et le nombre d'enfant de moins de 5 ans dans le ménage. On retrouve ici l'effet de la charge du travail domestique sur l'emploi des femmes. La variable travail domestique n'est pas disponible dans la base de données utilisée mais on peut lire son effet à travers la taille du ménage, le statut matrimonial, le lien de parenté avec le chef de ménage et le nombre d'enfants de moins de 5 ans dans le ménage. Ces variables évoquent également l'aspect culturel des inégalités de genre sur le marché du travail au Bénin. Plusieurs hommes s'opposent au travail de leur épouse surtout si celle-ci doit s'absenter du domicile conjugal (Baxter et al., 2008; Delphy, 1998). En considérant le type d'activité exercé dans le modèle multinomial, nous avons montré que le niveau d'instruction accroît la chance d'avoir une activité « salarié » que d'avoir une activité indépendante ou d'être aide familial. Pour les femmes en particulier, le statut de femmes marié ou d'épouse du chef de ménage (en considérant le lien de parenté) accroît le risque d'avoir un emploi indépendant ou d'être aide familiale. Ces résultats montrent que le statut social de la femme joue un rôle important dans les inégalités de genre sur le marché du travail au Bénin. Les résultats de la décomposition de l'inégalité de probabilité d'accès à l'emploi entre les hommes et les femmes indiquent que moins de 10% des inégalités peuvent être expliquées par les caractéristiques observables des hommes et des femmes et que la grande partie provient des coefficients des modèles (effet de structure). Il faut à la fois agir sur les comportements sur le marché du travail et sur les caractéristiques individuelles pour réduire les disparités de genre sur le marché du travail au Bénin. Certaines mesures juridiques de protection de la femme au travail (congés de maternité, d'allaitement,) peuvent jouer contre les femmes dans les recrutements dans le secteur privé en particulier mais les données ne permettent pas de mettre en évidence ces effets.

Enfin nous n'avons pas pu tenir compte du caractère formel et informel de l'activité ou du fait d'être patron dans les analyses multivariées. Les données présentent des effectifs limités pour conduire les analyses en tenant compte de ces catégories.

Bibliographie

- ADJAMAGBO, Agnès. GASTINEAU, Bénédicte. KPADONOU, Norbert. (2016). Travail-famille: un défi pour les femmes à Cotonou. *Recherches féministes*, 2016. Vol. 29. n° 2 : 17-41.
- ARBACHE, Jorge Saba. KOLEV, Alexandre. FILIPIAK, Ewa. (2010). Gender Disparities in Africa's Labor Market. *The World Bank*, 2010: 454.

- DELPHY, Christine. (1998). *L'ennemi principal: Economie politique du patriarcat*. Paris, Syllepse, 1998 : 262
- EPO, Boniface Ngah. BAYE, Francis Menjo. TEME, Angèle Manga Nadine. Spatial and inter-temporal sources of poverty, inequality and gender disparities in Cameroon : a regression-based decomposition analysis. Social Science Research Network, 2011. SSRN Scholarly Paper ID 1939114. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1939114>
- FOURREY, Kévin. (2020). Les inégalités sur le marché du travail : quelles caractéristiques comptent le plus pour les hommes et pour les femmes ? Le 4 pages du CEET, 2020. N° 161 : 4.
- GEBREMEDHIN, Tesfaye Alemayehu. MOHANTY, Itismita. (2016). Child Schooling in Ethiopia: The Role of Maternal Autonomy. PloS one, 2016. Vol. 11. n° 12. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0167639>
- HERRERA, Javier. TORELLI, Constance. (2013). Travail domestique et emploi : quel arbitrage pour les femmes. Les marchés urbains du travail en Afrique Subsaharienne. Marseille. De Vreyer Philippe & Roubaud François, 2013.
- HOLVOET, Nathalie. (2004). Impact of microfinance programs on children's education. ESR Review, 2004. Vol. 6. n° 2 : 27.
- INSTAD. (2016). Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de Vie des ménages 3ème édition (EMICoV-2015), Rapport préliminaire, 2016 : 69 .
- INSTAD. (2018). Rapport final, Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel (ERI-ESI). Cotonou. 2018 : 329.
- KALMIJN, Matthijs. (1994). Mother's occupational status and children's schooling. American Sociological Review, 1994. Vol. 59. No. 2 : 257-275
- KPADONOU, Norbert. (2019). Travail-famille. Conciliation des rôles économiques et domestiques dans trois capitales d'Afrique de l'Ouest. Louvain-La-Neuve, Presses Universitaires Louvain, 2019 : 329.
- LACHAUD, Jean-Pierre. (1997). Les femmes et le marché du travail urbain en Afrique subsaharienne. Paris, France, L'Harmattan, 1997: 233
- LUZ, Luciana. AGADJANIAN, Victor. (2015). Women's decision-making autonomy and children's schooling in rural Mozambique. Demographic research, 2015. Vol. 32: 775.
- MENON, Nidhiya, RODGERS, Yana. NGUYEN, Huong. (2012). Women's Land Rights and Child Well-Being in Vietnam. 2012. JEL Codes: Q15, O12, J16
- POWERS, Daniel. YOSHIOKA, Hirotochi. YUN Myeong-Su. (2011). Mvdcmp: Multivariate Decomposition for Nonlinear Response Models. The Stata Journal, 2011. vol. 11. N° 4 : 556-576.
- PRESIDENCE DE LA REPUBLIQUE DU BENIN. (2016). Programme d'Action du Gouvernement 2016-2021. Gouvernement du Bénin, 2016 : 98.

Estimation des différences salariales entre les sexes à l'aide de la technique de décomposition d'Oaxaca-Blinder

Sidy BOLDY^a et Arouna SOUGANE^a

^a Institut National de la Statistique, Mali

Résumé. Cette étude cherche à quantifier la mesure dans laquelle la discrimination peut expliquer l'écart salarial entre les sexes sur le marché du travail malien. Aujourd'hui, il est assez bien établi que les femmes sont à la traîne par rapport aux hommes dans de nombreux domaines dans les pays en développement, et que cela peut potentiellement avoir des répercussions considérables sur le développement humain et économique. En moyenne, les femmes gagnent nettement moins que les hommes au Mali. Il n'est toutefois pas certain que cet écart salarial soit dû à des niveaux de compétences productives différents, ou que les employeurs pratiquent une discrimination fondée sur le sexe. En utilisant les données de l'enquête ERI-ESI de 2017, cette recherche a adopté la méthode de décomposition Oaxaca-Blinder pour séparer la partie de l'écart salarial entre les sexes qui est due à la discrimination sur le marché du travail de celle qui est due aux différences de compétences productives. Les variables utilisées pour évaluer la part attribuée aux différences de compétences productives comprennent l'éducation et l'expérience. Les résultats de cette étude montrent que bien que les femmes actives aient un niveau d'éducation moyen plus élevé et qu'elles soient plus susceptibles d'exercer des professions mieux rémunérées, elles gagnent toujours nettement moins que les hommes en raison des niveaux élevés de discrimination. Les résultats de cette étude suggèrent que la législation visant à promouvoir l'égalité de rémunération entre les femmes et les hommes dans les mêmes emplois pourrait être un moyen efficace de réduire la discrimination à l'égard des femmes sur le marché du travail malien.

Mots clés : Décomposition des salaires, Blinder, Oaxaca, Heckman, différence salariale

Abstract. This study seeks to quantify the extent to which discrimination can explain the gender wage gap in the Malian labor market. Today, it is fairly well established that women lag behind men in many areas in developing countries, and that can potentially have significant impacts on human and economic development. On average, women earn significantly less than men in Mali. It is not clear, however, whether this wage gap is due to different levels of productive skills, or whether employers are discriminating on the basis of gender. Using data from the 2017 ERI-ESI survey, this research adopted the Oaxaca-Blinder decomposition method to separate the portion of the gender wage gap that is due to labor market discrimination from that due to differences in productive skills. The variables used to assess the share attributed to differences in productive skills include education and experience. The results of this study show that although working women have a higher average level of education and are more likely to be in higher paying occupations, they still earn significantly less than men due to high levels of discrimination. The results of this study suggest that legislation to promote equal pay for women and men in the same jobs could be an effective way to reduce discrimination against women in the Malian labor market.

Keywords : Wage Decomposition, Blinder, Oaxaca, Heckman, Wage Gap

Introduction

La convention de l'Organisation internationale du travail (OIT) concernant l'égalité des chances et de traitement sur le marché du travail est entrée en vigueur il y a plus de 50 ans. Cette convention vise à garantir que les taux de rémunération soient établis sans discrimination fondée sur le sexe. Cela implique une rémunération égale pour un travail de valeur égale.

De plus, l'égalité des sexes est au cœur de l'Agenda 2030 pour le développement durable, qui reconnaît que la réalisation de l'égalité des sexes est une question de droits de l'homme et est essentielle pour progresser dans tous les objectifs et cibles. Toutefois, les objectifs de développement durable ne seront pas atteints si les femmes, qui représentent 3,7 milliards de personnes en 2017, soit

49,6 % de la population mondiale (UNDESA 2017), se voient refuser l'accès aux ressources et aux possibilités d'éducation, d'emploi et de prise de décision.

Les inégalités salariales entre hommes et femmes existent dans presque tous les pays et on peut penser à deux raisons principales pour cela. Premièrement, les hommes et les femmes peuvent choisir d'accumuler différents niveaux de compétences productives. Cela peut être motivé, entre autres, par culture, proximité géographique, raisons historiques, etc. Deuxièmement, même en présence des dotations égales de compétences productives, l'inégalité salariale peut persister si les employeurs récompensent des compétences productives différentes selon le sexe du travailleur. Une telle cause potentielle des inégalités salariales est généralement attribuée à la discrimination sur le lieu de travail (Becker, 1957 ; Phelps, 1972 ; Arrow, 1972).

A travers cette étude, nous contribuons à la compréhension de l'inégalité des sexes sur le marché du travail malien. Notre analyse sera réalisée à partir des données de l'ERI-ESI (2017). C'est une enquête représentative au niveau national qui contient des informations détaillées sur les caractéristiques démographiques, sociales et économiques par sexe et par milieu de résidence. Enfin, Nous utiliserons la technique de décomposition de l'écart salarial qui tient compte du biais de sélectivité, qui décompose l'écart salarial entre les sexes en une composante qui peut être expliquée par des différences de caractéristiques productives et une composante inexpliquée par des différences productives observables (attribuées à la discrimination).

L'objectif général de l'étude est d'explorer la nature des conditions du marché du travail en fonction du sexe au Mali. Les objectifs spécifiques comprennent :

- Analyser la participation au marché du travail et les revenus en fonction du sexe au Mali
- Explorer l'existence et la nature de la discrimination sur le marché du travail au Mali.
- Sur la base de ces deux objectifs, formuler des recommandations politiques pour améliorer les conditions du marché du travail et le bien-être en fonction du sexe au Mali.

1. Revue de littérature

Les études sur l'écart entre les sexes ont de plus en plus dominé les débats, tant dans les pays en développement que dans les pays développés. Toutefois, dans les pays développés, l'attention s'est surtout portée sur l'inégalité en matière de pouvoir politique et sur les aspects désagrégés de l'écart de rémunération entre les sexes, notamment les questions de répartition. Cette section présente une revue de la littérature sur les théories de l'écart de rémunération entre les sexes, les questions méthodologiques et les résultats empiriques des recherches.

Plusieurs théories ont été développées par les différents auteurs concernant l'écart salarial. La théorie du capital humain établit un lien entre la participation prévue à la vie active et l'incitation à acquérir une formation et des compétences commercialisables. Ces compétences déterminent par conséquent les revenus potentiels. Les antécédents professionnels attendus tout au long de la vie sont un facteur clé et important dans la capacité d'une personne à obtenir des revenus élevés (Polachek 2004). Ainsi, le fait d'abandonner la vie active pour élever des enfants réduit les années de travail de toute une vie et la récompense attendue du capital humain. Les femmes quittent souvent le marché du travail de manière temporaire ou permanente pour donner naissance à un enfant, s'occuper de la famille ou déménager avec leur mari. Cela réduit leur potentiel de rémunération du capital humain. L'explication de l'écart salarial entre les sexes dans le modèle du capital humain est due aux investissements différents des hommes et des femmes dans l'éducation au cours de leur vie. Il est avancé que si une personne s'attend à travailler plus longtemps au cours de sa vie, elle investira dans la formation et gagnera plus de revenus au cours de sa vie. Si l'on maintient les autres facteurs constants, moins le nombre d'années de participation à la vie active est élevé, plus les bénéfices de l'investissement sont faibles. Par conséquent, les incitations à investir dans la formation sont d'autant plus faibles (Polachek 2004). Polachek (2004) a utilisé ce cadre pour expliquer la tendance relative à la hausse des salaires des femmes aux États-Unis entre 1890 et le début des années 1990 et la tendance à la baisse observée depuis 1993. Jellal et Nordman (2009) dans leur étude ont supposé que les hommes et les femmes ont un niveau de productivité égal, mais que les employeurs attachent un degré d'incertitude plus élevé au

parcours professionnel des femmes. Leurs résultats ont montré que les entreprises accordaient des salaires plus bas aux femmes en raison de l'incertitude de leur carrière.

La théorie de la discrimination salariale a été proposée par Becker (1971). Il a développé le modèle du "goût de l'employeur" et a estimé que certains employeurs sont réticents à employer des femmes. L'hypothèse est qu'il existe un "goût" ou une "préférence" à l'égard des personnes issues de groupes défavorisés. L'économie de la discrimination peut être divisée en modèles de concurrence et en modèles collectifs. Les modèles concurrentiels étudient les comportements individuels de maximisation qui peuvent inclure la discrimination, tandis que dans les modèles collectifs, les groupes agissent collectivement les uns contre les autres. Les modèles concurrentiels peuvent être subdivisés en modèles de discrimination fondés sur le goût et en modèles statistiques de discrimination. Becker (1971) s'est concentré sur la discrimination fondée sur le goût. Dans ce modèle, les employeurs ont un goût pour la discrimination et sont opposés à l'emploi d'une certaine catégorie de personnes (par exemple, les femmes). À cet égard, les femmes peuvent devoir compenser les employeurs en faisant plus d'efforts pour un salaire donné ou être prêtes à accepter des salaires inférieurs à productivité égale.

La théorie de la discrimination statistique est une théorie qui retient beaucoup l'attention dans la littérature, dont les défenseurs sont Phelps (1972) et Arrow (1973). Selon cette théorie, on suppose que les entreprises ou organisations de recrutement peuvent discriminer une certaine catégorie de personnes, en utilisant des caractéristiques observables. Cela est plus probable si l'on dispose d'informations limitées sur leurs qualifications. Selon Phelps (1972), les employeurs peuvent discriminer les femmes s'ils ont l'impression que, généralement, elles sont moins qualifiées, moins fiables, travaillent à court terme, par rapport aux hommes. En outre, une discrimination peut se produire si le coût d'acquisition des informations sur les candidats est important. À cet égard, l'employeur exerce une discrimination à l'encontre du sexe du candidat, en raison de l'indisponibilité des informations ou de convictions sociologiques qui le désavantagent (Phelps 1972).

Depuis les années 1960, il existe une vaste littérature qui examine les écarts de revenus entre les sexes, principalement dans le contexte des pays développés. Weichselbaumer et WinterEbmer (2005) ont réalisé une méta-analyse des études antérieures à 2000 qui ont examiné les écarts de revenus entre les sexes. Ils ont constaté que les écarts s'expliquaient en grande partie par les différents niveaux d'instruction des hommes et des femmes et que cette différence s'était réduite au fil du temps. Cependant, malgré les améliorations récentes de l'éducation de base, les écarts de revenus entre les sexes sont encore couramment observés dans les pays développés et en développement et une part importante de l'écart reste inexpliquée.

Malheureusement, on sait peu de choses sur le contexte africain, car seulement 3% de toutes les études réalisées jusqu'en 2000 ont été menées dans des pays africains (Weichselbaumer & WinterEbmer, 2005). D'autres études sur les pays africains sont disponibles depuis 2000, mais de nombreux pays ne sont toujours pas étudiés. Parmi les pays les plus fréquemment étudiés figurent le Kenya, l'Égypte, l'Afrique du Sud et Madagascar (par exemple, Glick & Roubaud, 2006).

En général, les études existantes sur les pays africains montrent que les écarts de revenus entre les sexes existent et que cet écart entre les hommes et les femmes est largement inexpliqué (c'est-à-dire dû à la différence de rendement). Par exemple, Nielsen (2000) examine les adultes économiquement actifs dans les zones urbaines de la Zambie et constate que les hommes gagnent plus que les femmes d'environ 32,4% (différence de revenus logarithmique de 0,324) et que près des deux tiers de cet écart de revenu est dû à la différence de rendement. De même, Bhorat et Goga (2013) et Biltagy (2014) constatent un écart de salaire important entre les sexes parmi toutes les populations actives en Afrique du Sud et en Égypte. Bhorat et Goga (2013) examinent l'écart le long de la distribution des salaires et constatent que 58,8% ou plus de l'écart, tous quantiles confondus, est dû à la différence de rendement. Nordman, Robilliard et Roubaud (2011) comparent l'écart de rémunération entre les sexes dans sept capitales d'Afrique de l'Ouest et constatent un écart brut substantiel entre les sexes qui varie entre 0,500 et 0,792 ; 56,4% à 67,1% de cet écart est dû à la différence de rendement (à l'exception de Lomé où 45,7% de l'écart est inexpliqué). Nordman et Roubaud (2009) examinent les salariés actifs à Madagascar pour comparer les résultats de différents types de méthodes de décomposition (c'est-à-dire Oaxaca et Blinder, Reimers, Cotton et Neumark) et constatent que la

différence de rendement représente une proportion substantielle de l'écart de rémunération entre les sexes, allant de 62,8% à 77,8%.

À l'aide d'une analyse multivariée utilisant des modèles logistiques, le groupe de la Banque africaine de développement (BAD, 2011) examine l'inégalité entre les sexes, au Mali, dans divers secteurs d'emploi et à divers niveaux de revenu, ainsi que les corrélats de ces relations, en se concentrant sur des facteurs tels que le capital humain, les caractéristiques démographiques, les variables structurelles/économiques, l'agencement (politique, économique et social), les aspects et aspirations intergénérationnels et la manière dont ceux-ci interagissent avec le sexe. L'étude montre que les hommes et les femmes ont les mêmes chances d'accéder aux secteurs informel et formel, bien que les revenus des femmes soient plus susceptibles de se situer dans les catégories de revenus les plus faibles, tandis que les revenus des hommes sont plus susceptibles de se situer dans les catégories de revenus les plus élevées.

Comblon et al. (2017), sur la base des micro-données issues de deux études sur la main-d'œuvre au Mali et au Cameroun, examine les différences entre les sexes dans la situation qui prévaut sur le marché du travail, couvrant des domaines tels que la ségrégation dans le marché, la précarité, le travail à temps partiel et les écarts de rémunération entre les sexes. Les résultats montrent que l'écart de participation des femmes entre les deux pays découle de l'écart qui existe dans les niveaux d'éducation. L'analyse souligne également d'importantes différences entre les sexes dans le domaine de l'emploi : d'un côté, les hommes sont plus susceptibles d'être des travailleurs salariés et, de l'autre, les femmes sont le plus souvent des travailleuses familiales non rémunérées. Au lieu d'un modèle de décomposition, les auteurs ont examiné comment les écarts entre les sexes varient en fonction de différentes caractéristiques.

Khalid (2017), s'appuyant sur une régression quantile sur les données du travail du Ghana, examine l'écart salarial entre les sexes dans les distributions salariales conditionnelles des salariés des secteurs formel et informel. Il constate que l'écart salarial se creuse, augmentant en moyenne de 7 à 12 % le long de la distribution conditionnelle des salaires.

Sur la base de ce qui précède, nous notons le manque d'études utilisant un modèle de décomposition de type Oaxaca-Blinder portant sur l'écart salarial basé sur le genre au Mali. En comblant cette lacune, notre étude fournit aux décideurs politiques un guide spécifique sur la manière d'aborder l'écart salarial entre les sexes.

Suite à la revue de littérature, nous formulons les hypothèses qui suivent afin d'examiner les facteurs qui ont le plus d'impact sur l'écart salarial.

Selon la théorie, l'écart salarial entre les sexes augmente avec le niveau d'éducation. Ce phénomène suggère que l'écart salarial entre les sexes est plus important lorsque le niveau d'éducation est plus élevé (toutes choses égales par ailleurs). Par souci de simplicité, l'éducation est assimilée au capital humain. L'hypothèse ci-dessous est donc formulée.

H1 : L'écart salarial entre les sexes est plus important avec des parts plus élevées de capital humain.

Parce que l'expérience s'est toujours avérée être un facteur positivement corrélé avec le revenu (Stanley & Jarrell, 1998 ; Jarrell & Stanley, 2004 ; Weichselbaumer & Winter-Ebmer, 2005), et parce qu'il s'ensuit logiquement que ceux qui ont une plus grande expérience peuvent demander une compensation plus élevée sur le marché du travail, nous formulons l'hypothèse suivante :

H2 : L'expérience est positivement corrélée avec le revenu.

2. Données et méthodologie

2.1. Données

Les données de cette étude sont issues de l'Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel (ERI-ESI), menée en 2017 par l'Institut National de la Statistique (INSTAT) du Mali. Les données de cette enquête sont basées sur un échantillon national représentatif de 7 966 ménages, obtenu à partir d'une procédure d'échantillonnage stratifié en deux étapes. ERI-ESI est une enquête

conçue pour générer des informations sur les conditions socio-économiques au Mali, notamment l'emploi et le secteur informel.

Notre variable d'intérêt, pour cette étude, est le revenu mensuel issue de l'activité. Cette variable fera l'objet de modélisation, par sexe, en fonction des caractéristiques consignées dans le tableau ci-dessous.

Tableau 1 : Variables à utiliser dans le modèle

Variables	Description
lrevmens	Logarithme du revenu mensuel
heure m	Heures de travail par mois
marié	1 si l'individu est marié(e), 0 sinon
divorce	1 si l'individu est divorcé(e), 0 sinon
veuf	1 si l'individu est veuf(e), 0 sinon
exp	Nombre d'années d'expérience potentielles
exp2	Nombre d'années d'expérience potentielles au carré
age	Age de l'individu
age2 ⁴⁴	Age de l'individu au carré
primaire	1 si l'individu a un niveau primaire, 0 sinon
secondaire	1 si l'individu a un niveau secondaire, 0 sinon
superieur	1 si l'individu a un niveau supérieur, 0 sinon
ancien	Ancienneté de l'individu dans l'emploi (exprimée en mois)
contrat ind	1 si l'individu a un contrat à durée indéterminée, 0 sinon
contrat det	1 si l'individu a un contrat à durée déterminée, 0 sinon
contrat verb	1 si l'individu a un contrat verbal, 0 sinon
bamako	1 si l'individu réside à Bamako, 0 sinon
formel	1 si l'individu appartient au secteur formel ; 0 sinon
synd	1 si l'individu est affilié à un syndicat ; 0 sinon
sect indus	1 si l'individu appartient au secteur de l'industrie ; 0 sinon
sect commer	1 si l'individu appartient au secteur du commerce ; 0 sinon
sect serv	1 si l'individu appartient au secteur de services ; 0 sinon
admpub	1 si l'individu travaille dans l'administration publique ; 0 sinon
cadsup	1 si l'individu est un cadre supérieur ; 0 sinon
cadmoy	1 si l'individu est un cadre moyen ; 0 sinon
ouvr qual	1 si l'individu est un ouvrier qualifié ; 0 sinon
ouvr semi	1 si l'individu est un ouvrier semi-qualifié ; 0 sinon
maneu	1 si l'individu est un manoeuvre ; 0 sinon
apprent pay	1 si l'individu est un apprenti payé ; 0 sinon
employeur	1 si l'individu est un employeur ; 0 sinon
comptprop	1 si l'individu est à son propre compte ; 0 sinon
aidefam	1 si l'individu est un aide familial ; 0 sinon
Taille men	Taille du ménage
lfp	1 si l'individu est employé et 0 sinon
Urbain	1 l'individu vit dans le milieu urbain ; 0 sinon
nb_employ_hh	Nombre d'employés dans le ménage

2.2. Méthodologie

Estimation des équations salariales de Mincer et décomposition d'Oaxaca-Blinder

Les mesures quantifiables de discrimination à l'égard des femmes sont généralement axées sur l'ampleur de l'écart salarial entre les hommes et les femmes. La technique la plus couramment utilisée est la méthode de décomposition Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973 ; Blinder, 1973).

Elles décomposent l'écart salarial en une composante expliquée par les différences de caractéristiques personnelles des travailleurs qui affectent leur productivité et une composante inexpliquée par les différences productives observables qu'elles attribuent à la discrimination.

Il est toutefois important de noter que toute la partie inexpliquée ne peut être attribuée à la seule discrimination, car elle pourrait également capter l'impact de la mauvaise spécification du modèle, des variables omises et de l'erreur de mesure.

⁴⁴ Avec l'âge, la productivité et les salaires ont tendance à augmenter. Mais de nouvelles augmentations de l'âge peuvent entraîner une baisse des taux de salaire et de la productivité en raison de la diminution des rendements marginaux. Pour rendre compte de la concavité du profil des salaires, un terme d'âge quadratique (carré) est inclus dans la régression.

Nous commençons par estimer des équations distinctes (log) de salaire mensuel pour les hommes (m) et les femmes (f) telles que décrites par Mincer (1974, 1979). Les équations salariales ont la forme suivante :

$$\log W_{ij} = \alpha_j + \beta_j X_{ij} + \varepsilon_{ij} ; i=1,2,\dots,n ; j=m, f \quad (1)$$

$\log W_{ij}$ est le logarithme du revenu mensuel, α_j est un terme constant est pour le groupe de genre j ; j=m,f ;

X_{ij} est un vecteur de caractéristiques pour l'individu i qui appartient à la catégorie de genre j, β_j est un vecteur de coefficients à estimer, ε_{ij} est le terme d'erreur avec une moyenne nulle et une variance constante.

L'équation (1) est estimée en utilisant les moindres carrés ordinaires (MCO), séparément pour les hommes et les femmes.

Décomposition d'Oaxaca-Blinder

Les estimations des fonctions de salaire par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) peuvent s'écrire comme suit :

$$\log \bar{w}_m = \alpha_m + \beta_m \bar{X}_m \quad (2)$$

$$\log \bar{w}_f = \alpha_f + \beta_f \bar{X}_f \quad (3)$$

Puis on décompose la différence des deux équations en une part expliquée par la structure des variables explicatives et une part non expliquée, qui constitue une estimation de l'inégalité salariale. Ainsi la décomposition s'écrit :

$$\Delta w = \log \bar{w}_m - \log \bar{w}_f = \beta_m (\bar{X}_m - \bar{X}_f) + (\beta_m - \beta_f) \bar{X}_f \quad (4)$$

avec w le revenu mensuel d'activité (variable expliquée)

β les paramètres estimés par la régression

X les caractéristiques observables explicatives

Le premier terme $\beta_m (\bar{X}_m - \bar{X}_f)$ correspond à la différence de performance entre les deux groupes (écart de points) due aux différences de caractéristiques de chaque groupe. Le second terme, quant à lui, correspond à la composante inexpliquée. Dans cette famille de modèles, qui sont principalement appliqués dans l'économie du travail, le deuxième terme est souvent appelé "discrimination", car il fournit une mesure de la différence de salaires qui ne peut pas être expliquée par des différences explicites dans les caractéristiques des deux groupes. En d'autres termes, il s'agit de la différence relative des salaires qui peut être attribuée aux caractéristiques non observées c'est à dire tout ce qui n'est pas lié aux caractéristiques observables.

Correction du biais de sélection

L'estimation de ces équations doit toutefois tenir compte du fait que nous n'observons que les revenus des personnes qui exercent des activités génératrices de revenus, alors que d'autres peuvent chercher du travail, travailler et recevoir des paiements en nature, ou travailler sans rémunération. Par conséquent, l'estimation des moindres carrés ordinaires (MCO) est sujette à un biais de sélection. On peut corriger cela en appliquant la procédure de Heckman (1979) à deux étapes :

- Dans un premier temps, on estime un modèle PROBIT de participation au marché du travail. Les prédictions obtenues de cette estimation permettent de calculer le ratio de Mills, noté λ ;
- Dans un second temps, on considère l'estimation des deux équations du système en incluant λ parmi les variables explicatives. La significativité du coefficient associé au ratio de Mills renseigne sur l'existence effective du biais de sélection.

3. Résultats et discussion

3.1. Analyse des inégalités de revenus selon le sexe

Le tableau 2 donne le ratio entre le mensuel revenus des femmes et celui des hommes selon les différentes caractéristiques. On remarque qu'excepté les catégories « parapublique (secteur institutionnel), « apprenti/stagiaire payé » (catégorie socioprofessionnelle) et « veuf/ve » (statut matrimonial), le revenu mensuel des hommes est supérieur à celui des femmes.

Tableau 2 : Revenu mensuel moyen (FCFA) selon certaines caractéristiques sociodémographiques

	Homme	Femme	Femme/Homme
Ensemble	119 154,1	46 975,0	0,4
Niveau instruction			
Aucun	77 717,5	42 997,0	0,6
Primaire	122 187,6	79 257,8	0,6
Secondaire	197 876,5	126 567,8	0,6
Supérieur	110 425,6	29 141,3	0,3
Secteur institutionnel			
Administration public	179 867,4	136 243,0	0,8
Parapublique et organisation inter	120 351,8	149 014,4	1,2
Privé formel	504 795,7	140 000,0	0,3
Privé informel	114 070,8	39 000,8	0,3
Ménage	39 031,0	18 413,8	0,5
Groupe d'âge			
15-24 ans	59 047,6	25 266,9	0,4
25-34 ans	109 352,1	55 694,9	0,5
35-54 ans	122 221,4	50 143,7	0,4
55-64 ans	160 708,6	52 605,9	0,3
65ans+	163 026,1	32 348,9	0,2
Milieu de résidence			
Bamako	116 455,8	50 262,4	0,4
Autres urbains	175 432,7	73 119,7	0,4
Rural	77 115,3	28 365,0	0,4
Secteur d'activité			
Primaire	91 560,8	26 385,4	0,3
Industrie	130 378,7	46 250,9	0,4
Commerce	158 303,0	37 065,0	0,2
Service	113 762,3	75 397,6	0,7
Catégorie socio-professionnelle			
Cadre supérieur, Ingénieur et ass.	268 659,8	143 297,4	0,5
Cadre moyen, agent de maîtrise	166 014,0	126 701,3	0,8
Employé/Ouvrier qualifié	99 988,5	69 125,7	0,7
Employé/Ouvrier semi-qualifié	63 873,6	32 885,7	0,5
Mancœuvre	101 095,3	18 854,9	0,2
Apprenti ou stagiaire payé	53 937,5	454 772,7	8,4
Employeur	345 807,8	74 615,4	0,2
Travailleur pour compte propre	124 396,6	33 915,0	0,3
Aide familial/Apprenti	65 305,4	22 271,8	0,3
Type de contrat			
Contrat écrit à durée indéterminée	176 425,3	114 369,8	0,6
Contrat écrit à durée déterminée	152 037,7	69 962,9	0,5
Accord verbal	77 717,1	40 814,4	0,5
Rien du tout	71 641,5	40 958,2	0,6
Statut matrimonial			
Célibataire	77 452,0	40 420,9	0,5
Marié(e) monogame	113 421,2	55 827,3	0,5
Marié(e) polygame	168 823,3	31 091,5	0,2
Divorcé (e)/Séparé	102 583,3	43 540,1	0,4
Veuf (veuve)	34 469,7	51 600,0	1,5

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

3.2. Résultats du modèle probit (sélection)

L'équation de sélection (emploi) est estimée à l'aide d'un modèle de régression probit, où la variable dépendante **lfp** prend la valeur 1 (un) si le travailleur est employé et 0 (zéro) si l'individu est au chômage. Des régressions séparées sont estimées pour les hommes et les femmes. Les effets marginaux résultant du modèle sont consignés dans le tableau ci-dessous.

L'âge (age) a un effet positif et statistiquement significatif sur les probabilités d'emploi des hommes et des femmes. Le fait d'être marié n'a pas d'effet sur la probabilité d'emploi des femmes contrairement

aux hommes. En effet, par rapport à un célibataire, un homme marié a une probabilité de 12,4 points de pourcentage d'être en situation d'emploi. Par ailleurs, les effets marginaux présentés dans le tableau 5 montrent que par rapport au fait d'être célibataire, un homme divorcé a une probabilité d'emploi plus élevée de 16,2 points de pourcentage. Par rapport à une femme célibataire, cette probabilité est 9,5 points de pourcentage pour une femme divorcée. Cela pourrait refléter les contraintes budgétaires des femmes divorcées qui les obligent à entrer sur le marché du travail pour subvenir aux besoins de leur famille. On observe que la présence de domestique (gardien, bonne etc..) a un effet positif et statistiquement significatif sur les probabilités d'emploi soit 7,6% pour les hommes et 22,3% pour les femmes. Il faut noter que trois variables binaires relatives au niveau d'instruction (c'est-à-dire primaire, secondaire, supérieur) sont toutes positives et statistiquement significatives pour les hommes et ne le sont pas pour les femmes. On constate que les hommes ayant suivi une scolarité primaire et secondaire ont 6,8 points de pourcentage de plus de probabilité d'être employés sur le marché du travail que les hommes ayant aucun niveau (la modalité de référence). Cette probabilité augmente à 19,0 points de pourcentage si le niveau d'éducation atteint est le supérieur. Le nombre d'employés dans le ménage fait baisser la probabilité d'être en emploi aussi bien pour les hommes que pour les femmes.

3.3. Résultats de la régression salariale corrigée du biais de sélection

Les équations salariales estimées corrigées du biais de sélection sont présentées séparément pour les hommes et les femmes dans le tableau de l'annexe 3. L'expérience potentielle (en années) et son carré (exp^2) sont statistiquement significatifs aux niveaux conventionnels pour les hommes plutôt que pour les femmes. Comme prévu, le revenu augmente avec l'expérience potentielle, mais la relation est concave. Le nombre d'années d'étude et le fait d'avoir reçu une formation dans le cadre du travail exercé augmentent avec le revenu chez les hommes et ces variables ne sont pas statistiquement significatives chez les femmes. En effet, pour la variable relative à l'éducation (nombre d'années d'étude), conformément à la théorie du capital humain, nos résultats confirment que plus le niveau d'éducation de l'individu est élevé, plus le revenu gagné sur le marché du travail est élevé, c'est-à-dire que chaque année supplémentaire d'éducation entraîne une augmentation des revenus de 2,2% en moyenne chez les hommes. Par ailleurs, le fait de résider dans certaines régions telles que Kayes, Ségou et Gao jouent un rôle déterminant dans l'augmentation du revenu pour les deux sexes par rapport à celui qui se trouve à Bamako (référence). Cependant, être travailleur à Tombouctou fait baisser le revenu mensuel par rapport à un travailleur de la capitale (Bamako) pour les deux sexes. En ce qui concerne la sécurité de l'emploi, le fait de détenir un contrat à durée déterminée contribue à augmenter les revenus mensuels des deux sexes par rapport à un individu n'ayant pas de contrat. Il faut noter que le contrat à durée indéterminée est statistiquement significatif pour expliquer l'augmentation du revenu chez l'homme plutôt que chez la femme. Pour les deux sexes, être dans le secteur formel a une forte influence dans la détermination du revenu. Contrairement pour les femmes, le nombre d'heures travaillées mensuellement est positivement et significativement corrélé avec le revenu mensuel. Être un travailleur exerçant dans les secteurs du commerce et de l'industrie augmente considérablement le revenu, quel que soit le sexe du travailleur, par rapport à un actif évoluant dans l'agriculture (référence).

3.4. Décomposition d'Oaxaca-Blinder

Les tableaux ci-dessous présentent la décomposition agrégée de l'écart de revenu non corrigée du biais de sélection de l'échantillon et celle corrigée du biais de sélection de l'échantillon par la procédure de Heckman.

La décomposition Blinder-Oaxaca du tableau 3 montre que la différence de salaires entre les groupes (0,805) est statistiquement significative sans la correction du biais de sélection. Cela implique une situation inégale des hommes et des femmes sur le marché du travail. Au niveau agrégé, l'effet des caractéristiques (dotation) est égal à 0,299 et l'effet des rendements (coefficients) est égal à 0,541. Cela suppose que l'écart salarial est essentiellement expliqué par les différences observées au niveau des rendements à hauteur de 64,4%. Cela voudrait dire que l'écart salarial serait réduit de 54,1 points de pourcentage si les deux groupes étaient similaires d'un point de vue des réalisations (coefficients) de leurs caractéristiques c'est-à-dire si le marché du travail récompensait les femmes comme il

récompense les hommes. Nos résultats montrent également que l'effet des caractéristiques des travailleurs expliquent 35,6 % de l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Cela suppose que, si les différences constatées dans les caractéristiques des hommes et des femmes venaient à disparaître (si les femmes avaient les mêmes caractéristiques de productivité au sens de Mincer), l'écart salarial entre les deux groupes serait réduit de 29,9 points de pourcentage. Il faut noter que les estimations les plus alarmantes sont celles qui décrivent la partie expliquée et inexpliquée de l'écart salarial. En effet, le coefficient inexpliqué est, en valeur absolue, deux fois plus élevé que coefficient de la partie expliquée de l'équation.

Tableau 3 : Estimations agrégées de la décomposition de Blinder-Oaxaca sans correction du biais de sélection (n=4148)

Log revenu	Coeff.	Err. Stand	z	P>z	95% IC	
Global						
Groupe 1 (Homme)	10.65***	0.0270	394.87	0.000	10.59769	10.70341
Groupe 2(Femme)	9.845***	0.0316	311.33	0.000	9.783463	9.907426
Différence	0.805***	0.0416	19.37	0.000	.7236419	.8865698
Dotation	0.299***	0.0391	7.64	0.000	.2224931	.3759519
Coefficients	0.541***	0.0513	10.55	0.000	.4404938	.641412
Expliqué	0.264***	.039654	0.0397	0.000	.1864324	.3418735
Inexpliqué	0.541***	0.0513	10.55	0.000	.4404938	.641412

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Le tableau 4 montre que la différence de salaires entre les groupes n'est pas statistiquement significative compte tenu de la correction du biais de sélection. L'écart salarial diminue avec la correction du biais de sélection. Cette différence passe de 0,805 (sans correction) à 0,491 (avec correction) soit une baisse de 156,4%. Les résultats indiquent que si les différences constatées dans les caractéristiques des hommes et des femmes venaient à disparaître, l'écart salarial entre les deux groupes serait réduit de 24,6 points de pourcentage.

Tableau 4 : Estimations agrégées de la décomposition de Blinder-Oaxaca avec correction du biais de sélection (n=4148)

Log revenu	Coeff.	Err. Stand	z	P>z	95% IC	
Global						
Groupe 1 (Homme)	10.92***	0.237	46.10	0.000	10.45895	11.38778
Groupe 2(Femme)	10.43***	0.294	35.53	0.000	9.856532	11.0076
Différence	0.491	0.377	1.30	0.193	-.2482449	1.230838
Dotation	0.246***	0.0462	5.31	0.000	.1550309	.3362662
coefficients	0.248	0.390	0.64	0.525	-.5164832	1.012327
Expliqué	0.243***	0.0430	5.65	0.000	.1590153	.3277334
Inexpliqué	0.248	0.390	0.64	0.525	-.5164832	1.012327

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Tableau 5 : Estimation du modèle de sélection

VARIABLES	(1)	(2)		
	Modèle Homme	Effets marginaux	Modèle Femme	Effets marginaux
age	0.0886*** (0.00620)	0.0251*** (0.00171)	0.0837*** (0.00643)	0.0142*** (0.00105)
age2	-0.00104*** (6.54e-05)	-0.000295*** (1.80e-05)	-0.000974*** (7.84e-05)	-0.000166*** (1.29e-05)
marié	0.471*** (0.0542)	0.124*** (0.0132)	0.0588 (0.0571)	0.00980 (0.00932)
divorce	0.487** (0.210)	0.162** (0.0787)	0.434*** (0.145)	0.0954** (0.0391)
veuf	0.0409 (0.187)	0.0118 (0.0548)	0.182** (0.0898)	0.0341* (0.0185)
presdomest	0.245*** (0.0832)	0.0758*** (0.0278)	0.851*** (0.0720)	0.223*** (0.0249)
annee_etud	0.00669 (0.0111)	0.00189 (0.00315)	0.0284** (0.0144)	0.00483** (0.00244)
primaire	0.226*** (0.0635)	0.0682*** (0.0202)	0.0248 (0.0789)	0.00427 (0.0137)
secondaire	0.231** (0.116)	0.0683* (0.0358)	-0.0615 (0.149)	-0.0102 (0.0240)
superieur	0.568*** (0.194)	0.190*** (0.0729)	-0.00391 (0.249)	-0.000662 (0.0421)
urbain	0.117*** (0.0346)	0.0331*** (0.00979)	0.0255 (0.0385)	0.00434 (0.00654)
kayes	-0.439*** (0.0521)	-0.110*** (0.0114)	-0.328*** (0.0568)	-0.0491*** (0.00746)
koulikoro	-0.696*** (0.0602)	-0.154*** (0.00978)	-0.608*** (0.0696)	-0.0761*** (0.00608)
sikasso	-0.00291 (0.0527)	-0.000825 (0.0149)	-0.0152 (0.0568)	-0.00256 (0.00952)
ségou	0.310*** (0.0529)	0.0955*** (0.0176)	0.265*** (0.0557)	0.0510*** (0.0120)
mopti	-0.498*** (0.0621)	-0.117*** (0.0117)	-0.223*** (0.0668)	-0.0335*** (0.00881)
tombouctou	-0.120** (0.0601)	-0.0324** (0.0156)	-0.481*** (0.0765)	-0.0621*** (0.00716)
gao	-0.506*** (0.0710)	-0.116*** (0.0127)	-0.768*** (0.0984)	-0.0823*** (0.00578)
nb_employ_hh	-0.0208*** (0.00494)	-0.00588*** (0.00140)	-0.0120** (0.00506)	-0.00203** (0.000861)
Constant	-2.605*** (0.124)		-2.714*** (0.125)	
Observations	10,957		12,554	

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Les résultats présentant le rôle des caractéristiques pour la décomposition d'Oaxaca-Blinder sont consignés dans le tableau ci-dessous. Les résultats complets sont présentés dans l'annexe 5.

Selon le tableau 3 de l'annexe, le signe du coefficient lambda (inverse de ratio de Mills) est significatif et négatif, ce qui implique la nécessité de corriger le salaire moyen des femmes et entraîne une augmentation du salaire moyen des femmes et donc une réduction de l'écart salarial. Par contre, le coefficient de lambda n'est pas significatif pour les hommes et aucune correction n'est nécessaire pour cette catégorie.

Le tableau 6 montre que les différences de caractéristiques entre les hommes et les femmes représentent 49,1% de l'écart de rémunération entre les sexes. En d'autres termes, si les femmes avaient des caractéristiques identiques à celles des hommes, l'écart entre les sexes serait d'environ un demi de son niveau actuel. Le nombre d'années d'expérience, la possession d'un contrat (indéterminé) et le nombre d'années d'études jouent les rôles les plus importants, expliquant respectivement 17,2 %, 9,2% et 8% de l'écart. D'autres facteurs ont des effets relativement modestes et sont, en fait, négatifs. Ceci est particulièrement intéressant pour le fait de travailler dans le secteur du commerce.

La partie "inexpliquée" de la décomposition est due aux différences dans la façon dont les hommes et les femmes sont rémunérés pour les mêmes caractéristiques, et représente 50,5% de l'écart salarial entre les sexes. L'expérience s'avère à nouveau positive, ce qui implique que les rendements de l'expérience sont en fait plus prononcés pour les hommes que pour les femmes. Il faut noter que si les hommes et les femmes avaient le même nombre d'années, l'écart de rémunération entre les sexes diminuerait de 22,6 %. L'analyse indique également des preuves suggestives de discrimination entre

les sexes, notamment en ce qui concerne le nombre d'années d'études, la possession d'un contrat de travail, surtout le contrat à durée indéterminé et le nombre d'heures effectuées. Certains facteurs comme le secteur du commerce ont des effets négatifs. En effet, si les femmes évoluant dans le commerce recevaient les mêmes revenus que leurs pairs masculins, l'écart de rémunération entre les sexes se réduirait 7,2%.

Tableau 6 : Décomposition détaillée ⁴⁵ d'Oaxaca-Blinder

Global	Coéff.	Erreur standard	Coéff.	Erreur standard
Groupe 1 (Homme)	10.92***	(0.237)		
Groupe 2 (Femme)	10.43***	(0.294)		
Différence	0.491	(0.377)		
Expliqué	0.243***	(0.0430)		
Inexpliqué	0.248	(0.390)		
Total	0,491			
	Expliqué		Inexpliqué	
exp	0.0845**	(0.0348)	0.657	(0.429)
exp2	-0.0755**	(0.0312)	-0.309	(0.194)
annee_etud	0.0391**	(0.0187)	0.0126	(0.0638)
formation	0.0140**	(0.00548)	0.0128	(0.0129)
marie	0.00380	(0.00490)	7.58e-05	(0.108)
divorce	0.00389	(0.00451)	-0.00859	(0.00754)
veuf	0.0218	(0.0236)	-0.0316	(0.0275)

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Conclusion

Cet article contribue à la littérature existante sur l'écart salarial au Mali en examinant les disparités salariales entre les hommes et les femmes grâce à la technique de décomposition Oaxaca-Blinder. Cette étude confirme l'existence de l'écart salarial entre les sexes au Mali. En effet, les écarts en matière de capital humain (notamment l'expérience) et d'autres caractéristiques professionnelles ont contribué de manière significative à creuser la différence de salaire entre les hommes et les femmes. De plus, la grande proportion de l'écart inexpliqué est une forte indication de la discrimination des femmes au niveau des revenus. Par conséquent, la réduction du niveau de discrimination entre les sexes sur le marché du travail est un facteur essentiel pour réduire l'écart salarial entre les sexes au Mali.

Cependant, comme cette étude se concentre uniquement sur la décomposition à la moyenne, qui peut ne pas être représentative de la différence de salaire pour l'ensemble de la distribution, la décomposition à travers la distribution est fortement recommandée pour une étude ultérieure afin d'obtenir une image plus précise de la différence de salaire entre les hommes et les femmes. Ces questions doivent être abordées pour combler l'écart salarial entre les sexes au Mali.

Bibliographie

- African Development Bank. (2011a). "Employment, Income and Gender in Mali: Correlates of Inequality." African Statistical Journal 12.
- Becker, S. Gary. (1971). The economics of discrimination. Chicago: University of Chicago Press.
- Bhorat, H., & Goga, S. (2013). The gender wage gap in post-apartheid South Africa: A re-examination. Journal of African Economies, 22(5), 827–848
- Comblon, V., Robilliard, A., & Roubaud, F. (2017). Gender Analysis of Labour Market Outcomes in Sub-Saharan Africa: Recent Evidence from Cameroon and Mali. UN women Discussion Paper 16.
- Glick, P., & Roubaud, F. (2006). Export processing zone expansion in Madagascar: What are the labour market and gender impacts? Journal of African Economies, 15(4), 722–756
- Khalid, M. (2017). The Gender Wage Gap in Ghana: Empirical Evidence from the Formal and Informal Sectors.
- Mincer J., 1974, Schooling, Experience and Earnings., NBER, New York
- Nielsen, H. S. (2000). Wage discrimination in Zambia: An extension of the Oaxaca-Blinder decomposition. Applied Economics Letters, 7(6), 405–408.
- Nordman, C. J., Robilliard, A.-S., & Roubaud, F. (2011). Gender and ethnic earnings gaps in seven West African cities. Labour Economics, 18(S1), S132–S145.

⁴⁵ La suite de ce tableau se trouve en annexe 4

- Puhani, P. (2000). The Heckman correction for sample selection and its critique. *Journal of Economic Surveys*, 14(1), 53–68
- Stanley, T.D., Jarrell, S.B.: Gender wage discrimination bias? A meta-regression analysis. *J. Human Res.* 33(4), 947–973 (1998)
- UN Women, (2017). Gender equality as an accelerator for achieving the sustainable development goals
- Weichselbaumer, D., & Winter-Ebmer, R. (2005). A meta-analysis of the international gender wage gap. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 479–511
- Wu, Y., Pieters, J., & Heerink, N. (2020). The gender wage gap among China's rural–urban migrants. *Review of Development Economics*.
- Yoshioka, S. (2015). Estimation of Mincer-type wage function and analysis of wage gap with Blinder-Oaxaca decomposition.

Annexe

Annexe 1 : Statistiques descriptives des variables du modèle

Variable	Homme			Femme		
	Obs	Mean	Std. Dev.	Obs	Mean	Std. Dev.
lrevmens imp	2672	10.65	1.387	1478	9.845	1.206
exp	10957	28.905	19.922	12554	25.675	17.112
exp2	10957	1232.322	1380.173	12554	952.006	1145.639
annee etud	10957	4.226	5.4	12554	2.745	4.458
formation	10963	.06	.238	12557	.016	.125
marié	10963	.68	.466	12557	.759	.428
Divorce	10963	.004	.067	12557	.01	.098
veuf	10963	.01	.1	12557	.071	.257
reg1	10963	.191	.393	12557	.208	.406
reg2	10963	.124	.329	12557	.122	.327
reg3	10963	.134	.34	12557	.138	.345
reg4	10963	.134	.34	12557	.134	.341
reg5	10963	.095	.293	12557	.089	.284
reg6	10963	.081	.273	12557	.077	.266
reg7	10963	.06	.237	12557	.058	.233
Contrat à durée indéterminée	10963	.06	.238	12557	.016	.127
contrat det	10963	.021	.145	12557	.006	.074
contrat verb	10963	.073	.26	12557	.025	.157
formel	10963	.007	.084	12557	0	.02
heure m	5625	224.49	133.706	3398	180.072	141.317
aidefam	10963	.081	.272	12557	.071	.256
sect commer	10963	.092	.289	12557	.086	.28
sect indus	10963	.109	.312	12557	.029	.167
ancien	5625	166.803	148.871	3399	120.887	117.562
sect serv	10963	.134	.34	12557	.056	.23
synd	10963	.012	.11	12557	.003	.057
employeur	10963	.01	.1	12557	.002	.045
admpub	10963	.045	.206	12557	.014	.116
cadsup	10963	.017	.128	12557	.003	.056
cadmoy	10963	.04	.196	12557	.013	.112
ouvr qual	10963	.05	.218	12557	.01	.1
ouvr semi	10963	.053	.224	12557	.011	.104
maneuv	10963	.05	.218	12557	.017	.129
apprent pay	10963	.008	.092	12557	.002	.039

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Annexe 2 : Estimation des résultats de la fonction salariale par sexe

VARIABLES	(1) Modèle Homme	(2) Modèle Femme
exp	0.0359*** (0.00750)	0.0222*** (0.00799)
exp2	-0.000481*** (9.81e-05)	-0.000268** (0.000116)
annee_etud	0.0310*** (0.00698)	0.0403*** (0.00906)
formation	0.210*** (0.0750)	0.0767 (0.106)
marié	0.0974 (0.0878)	0.0653 (0.105)
divorce	-0.277 (0.351)	0.187 (0.224)
veuf	-0.386 (0.390)	0.0222 (0.157)
kayes	0.586*** (0.0916)	0.309*** (0.100)
koulikoro	0.119 (0.112)	-0.0599 (0.132)
sikasso	0.396*** (0.0877)	0.103 (0.0943)
ségou	0.308*** (0.0857)	0.207** (0.0894)
mopti	0.444*** (0.117)	0.177 (0.123)
tombouctou	-0.446*** (0.106)	-0.271* (0.151)
gao	0.787*** (0.135)	0.774*** (0.209)

VARIABLES	(1) Modèle Homme	(2) Modèle Femme
contrat_ind	0.641*** (0.112)	0.169 (0.170)
contrat_det	0.497*** (0.120)	0.405** (0.174)
contrat_verb	0.143 (0.0894)	-0.0544 (0.123)
formel	1.195*** (0.235)	1.990*** (0.719)
heure_m	0.000471** (0.000188)	-0.000132 (0.000239)
aidefam	-0.229** (0.0962)	0.139 (0.0923)
sect_commer	0.298*** (0.0898)	0.716*** (0.0830)
sect_indus	0.171** (0.0832)	0.610*** (0.0992)
ancien	0.000467* (0.000243)	0.000709** (0.000311)
sect_serv	0.0184 (0.0877)	0.551*** (0.0973)
synd	0.234 (0.143)	0.210 (0.210)
employeur	0.465** (0.186)	0.497* (0.286)
admpub	0.151 (0.101)	0.159 (0.143)
cadsup	0.478*** (0.163)	0.907*** (0.241)
cadmoy	0.320** (0.132)	0.970*** (0.178)
ouvr_qual	0.225** (0.108)	0.784*** (0.161)
ouvr_semi	0.0509 (0.106)	0.459*** (0.155)
manouv	0.364*** (0.111)	0.109 (0.156)
apprent_pay	-0.234 (0.240)	1.251*** (0.326)
Constant	9.031*** (0.157)	8.393*** (0.166)
Observations	2,670	1,478
R-squared	0.197	0.310

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Annexe 3 : Estimations des équations salariales corrigées de la sélectivité

VARIABLES	(1) Modèle Homme	(2) Modèle Femme
exp	0.0274*** (0.0105)	0.00200 (0.0128)
exp2	-0.000364*** (0.000141)	-7.56e-06 (0.000174)
annee_etud	0.0221** (0.0103)	0.0187 (0.0141)
formation	0.210*** (0.0750)	0.0804 (0.106)
marié	0.0716 (0.0906)	0.0715 (0.105)
divorce	-0.315 (0.353)	0.173 (0.224)
veuf	-0.362 (0.391)	0.129 (0.166)
kayes	0.600*** (0.0923)	0.336*** (0.101)
koulikoro	0.131 (0.112)	-0.0324 (0.133)
sikasso	0.409*** (0.0884)	0.123 (0.0947)
ségou	0.320*** (0.0863)	0.226** (0.0898)
mopti	0.453*** (0.118)	0.200 (0.124)
tombouctou	-0.439*** (0.106)	-0.261* (0.151)
gao	0.797*** (0.135)	0.809*** (0.210)
contrat_ind	0.636*** (0.112)	0.146 (0.170)
contrat_det	0.490*** (0.120)	0.370** (0.174)
contrat_verb	0.141 (0.0894)	-0.0857 (0.124)
formel	1.198*** (0.235)	1.982*** (0.719)
heure_m	0.000470** (0.000188)	-0.000166 (0.000240)
aidefam	-0.227** (0.0962)	0.126 (0.0925)
sect_commer	0.296*** (0.0898)	0.698*** (0.0834)
sect_indus	0.170** (0.0832)	0.587*** (0.0997)
ancien	0.000463* (0.000243)	0.000716** (0.000311)
sect_serv	0.0122 (0.0879)	0.525*** (0.0981)
synd	0.226 (0.143)	0.208 (0.210)
employeur	0.461** (0.186)	0.506* (0.286)
admpub	0.159 (0.101)	0.180 (0.143)
cadsup	0.473*** (0.163)	0.885*** (0.241)
cadmoy	0.318** (0.132)	0.989*** (0.178)
ouvr_qual	0.227** (0.108)	0.810*** (0.161)
ouvr_semi	0.0529 (0.106)	0.478*** (0.155)
maneu	0.365*** (0.111)	0.106 (0.156)
apprent_pay	-0.222 (0.241)	1.262*** (0.325)
λ	-0.208 (0.179)	-0.414** (0.206)
Constant	9.490*** (0.426)	9.355*** (0.506)
Observations	2,670	1,478
R-squared	0.197	0.312

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Annexe 4 : Résultats de la décomposition de Blinder-Oaxaca (sans correction de biais de sélection)

Global	Coéff.	Erreur standard	Coéff.	Erreur standard
Groupe 1 (Homme)	10.65***	(0.0270)		
Groupe 2 (Femme)	9.845***	(0.0316)		
Différence	0.805***	(0.0416)		
Expliqué	0.264***	(0.0397)		
Inexpliqué	0.541***	(0.0513)		
	Expliqué		Inexpliqué	
exp	0.111***	(0.0286)	0.355	(0.284)
exp2	-0.0999***	(0.0250)	-0.184	(0.132)
annee_etud	0.0547***	(0.0135)	-0.0341	(0.0418)
formation	0.0140**	(0.00548)	0.0131	(0.0129)
marié	0.00517	(0.00483)	0.0251	(0.107)
divorce	0.00342	(0.00445)	-0.00816	(0.00750)
veuf	0.0232	(0.0236)	-0.0263	(0.0272)
kayes	-0.00982	(0.00660)	0.0381**	(0.0188)
koulikoro	0.00119	(0.00142)	0.00921	(0.00897)
sikasso	-0.00424	(0.00478)	0.0476**	(0.0211)
ségou	-0.00892*	(0.00486)	0.0240	(0.0294)
mopti	-0.00647	(0.00402)	0.0197	(0.0127)
tombouctou	-0.0214***	(0.00609)	-0.00735	(0.00779)
gao	0.0171***	(0.00496)	0.000241	(0.00438)
contrat_ind	0.0454***	(0.0107)	0.0546**	(0.0239)
contrat_det	0.0158***	(0.00506)	0.00312	(0.00715)
contrat_verb	0.00583	(0.00402)	0.0289	(0.0223)
formel	0.0123***	(0.00364)	-0.00108	(0.00128)
heure_m	0.0203**	(0.00832)	0.109**	(0.0551)
aidefam	0.0143**	(0.00662)	-0.0715***	(0.0262)
sect_commer	-0.0353***	(0.0114)	-0.121***	(0.0358)
sect_indus	0.0157**	(0.00792)	-0.0576***	(0.0174)
ancien	0.0193*	(0.0103)	-0.0273	(0.0445)
sect_serv	0.000620	(0.00297)	-0.162***	(0.0403)
synd	0.00314	(0.00222)	0.000415	(0.00430)
employeur	0.00445*	(0.00243)	-0.000277	(0.00300)
admpub	0.00518	(0.00378)	-0.000777	(0.0168)
cadsup	0.0145***	(0.00560)	-0.00870	(0.00611)
cadmoy	0.0116**	(0.00572)	-0.0567***	(0.0199)
ouvr_qual	0.0157**	(0.00784)	-0.0345***	(0.0124)
ouvr_semi	0.00373	(0.00776)	-0.0227**	(0.0107)
maneu	0.0139***	(0.00501)	0.0100	(0.00763)
apprent_pay	-0.00106	(0.00131)	-0.0111**	(0.00448)
constant			0.637***	(0.229)

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Annexe 5 : Résultats de la décomposition de Blinder-Oaxaca avec correction du biais de sélection

Global	Coéff.	Erreur standard	Coéff.	Erreur standard
Groupe 1 (Homme)	10.92***	(0.237)		
Groupe 2 (Femme)	10.43***	(0.294)		
Différence	0.491	(0.377)		
Expliqué	0.243***	(0.0430)		
Inexpliqué	0.248	(0.390)		
Total	0.491			
	Expliqué		Inexpliqué	
exp	0.0845**	(0.0348)	0.657	(0.429)
exp2	-0.0755**	(0.0312)	-0.309	(0.194)
annee_etud	0.0391**	(0.0187)	0.0126	(0.0638)
formation	0.0140**	(0.00548)	0.0128	(0.0129)
marié	0.00380	(0.00490)	7.58e-05	(0.108)
divorce	0.00389	(0.00451)	-0.00859	(0.00754)
veuf	0.0218	(0.0236)	-0.0316	(0.0275)
kayes	-0.0100	(0.00675)	0.0362*	(0.0189)
koulikoro	0.00131	(0.00148)	0.00840	(0.00900)
sikasso	-0.00438	(0.00494)	0.0464**	(0.0212)
ségou	-0.00925*	(0.00500)	0.0221	(0.0295)
mopti	-0.00659	(0.00408)	0.0186	(0.0127)
tombouctou	-0.0210***	(0.00607)	-0.00748	(0.00779)
gao	0.0173***	(0.00500)	-0.000217	(0.00439)
contrat_ind	0.0451***	(0.0107)	0.0568**	(0.0239)
contrat_det	0.0155***	(0.00503)	0.00406	(0.00718)
contrat_verb	0.00573	(0.00401)	0.0331	(0.0224)
formel	0.0123***	(0.00365)	-0.00106	(0.00127)
heure_m	0.0202**	(0.00831)	0.115**	(0.0552)
aidefam	0.0142**	(0.00661)	-0.0685***	(0.0262)
sect_commer	-0.0351***	(0.0114)	-0.116***	(0.0358)
sect_indus	0.0156**	(0.00792)	-0.0548***	(0.0174)
ancien	0.0192*	(0.0103)	-0.0285	(0.0444)
sect_serv	0.000411	(0.00296)	-0.156***	(0.0405)
synd	0.00303	(0.00220)	0.000305	(0.00430)
employeur	0.00441*	(0.00242)	-0.000397	(0.00300)
admpub	0.00546	(0.00382)	-0.00195	(0.0168)
cadsup	0.0143**	(0.00559)	-0.00837	(0.00610)
cadmoy	0.0115**	(0.00571)	-0.0585***	(0.0200)
ouvr_qual	0.0159**	(0.00784)	-0.0359***	(0.0125)
ouvr_semi	0.00388	(0.00777)	-0.0236**	(0.0107)
manouv	0.0140***	(0.00501)	0.0102	(0.00762)
apprent_pay	-0.00101	(0.00129)	-0.0110**	(0.00448)
constant			0.135	(0.662)

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Inégalités de revenus tirés de l'emploi

Wendéyidé KABORE

Institut National de la Statistique et de la Démographie

Résumé. La réflexion menée dans cette étude a porté sur les inégalités de revenus tirés de l'emploi au Burkina Faso. Dans cette étude, nous avons utilisé des données issues de l'enquête régionale intégrée sur l'emploi et le secteur informel (ERI-ESI) réalisé au Burkina Faso en 2018 avec le financement de la Commission de l'UEMOA à travers son programme PSR et l'accompagnement technique d'AFRISTAT. L'analyse du coefficient de Gini, du rapport interdécile, de l'écart interdécile et les revenus moyens ont permis de faire un état des lieux des inégalités au Burkina en 2018. Globalement les résultats montrent des inégalités aussi bien dans la répartition du revenu mensuel global que dans la disposition du revenu moyen mensuel. Les résultats obtenus indiquent que seulement 1,2% du revenu tiré de l'emploi est distribué aux travailleurs situés dans le 1er groupe de décile « les moins rémunérés » contre 35,5% pour les travailleurs qui se retrouvent au 10ème groupe de décile « les plus rémunérés ». En outre, le revenu tiré de l'emploi varie selon le milieu de résidence, le genre, le niveau d'instruction, la catégorie sociale professionnelle, la durée dans l'emploi, ainsi que le groupe d'âge.

Mots clés : Revenu tiré de l'emploi, inégalités, indice de Gini, écart interdécile, rapport interdécile

Abstract. The reflection carried out in this study focused on inequalities in income from employment in Burkina Faso. In this study, we used data from the integrated regional survey on employment and the informal sector (ERI-ESI) carried out in Burkina Faso in 2018 under the funding of the UEMOA Commission through its PSR program and technical support from Afristat. The analysis of the Gini coefficient, the interdecile ratio, the interdecile gap and average incomes made it possible to make an inventory of inequalities in Burkina Faso in 2018. Overall the results show inequalities both in the distribution of overall monthly income than in the provision of average monthly income. The results obtained indicate that only 1.2% of income from employment is distributed to workers located in the 1st decile group "the least paid" against 35.5% for workers who find themselves in the 10th decile group "the most paid". In addition, income from employment varies by place of residence, gender, level of education, social occupational category, duration in employment, as well as age group.

Keywords : Income from employment, inequalities, Gini index, interdecile gap, interdecile ratio

Introduction

La question des inégalités n'est pas un problème nouveau. Leur réduction a toujours été une préoccupation pour les pays, les organisations de la société civile, les organismes internationaux. C'est une question sur laquelle des spécialistes se sont intéressés et leurs efforts ont permis de mettre en place de multiples outils pour rendre compte de l'état de ces inégalités à travers des indicateurs synthétiques et des indicateurs de répartition.

Les inégalités peuvent être perçues et analysées selon plusieurs plans. Bien des domaines sont concernés. Entre autres on peut s'intéresser au domaine du bien-être, de l'état sanitaire, de la liberté, de la qualité de la vie ainsi que du revenu. Depuis une dizaine d'années environ comme le souligne Fong (2017), les décideurs du monde entier, y compris ceux des Nations Unies, de la Banque mondiale, du G20 et de l'OCDE, sont quasiment unanimes à reconnaître que l'inégalité croissante constitue un grave problème. Il souligne par la suite qu'il s'agit d'une question à régler si l'on veut une croissance future soutenable. Facundo Alvarado et al., (2018) dans un rapport sur les inégalités mondiale 2018 produit par WID.world, notent que ces dernières années, les inégalités de revenus ont crû dans presque tous les pays, mais à des rythmes différents.⁴⁶ Plusieurs études ont été menées pour décrire et expliquer ces inégalités. Un rapport du Bureau régional pour l'Afrique du PNUD (2017) indique que le Burkina

Faso demeure l'un des rares pays africains qui ont réussi à réduire l'inégalité de revenus pendant environ deux décennies consécutives (1994 et 2014)⁴⁷ mais quelle est la situation en 2018 ?

Dans le cadre de ce travail, notre objectif est de procéder à une analyse des caractéristiques des inégalités de revenus tirés de l'emploi au Burkina Faso en 2018. Les données issues de l'enquête régionale intégrées sur l'emploi et le secteur informel de 2018 seront utilisées pour la mesure de ces inégalités.

Dans cette étude, il sera procédé premièrement à une revue de littérature sur les causes des inégalités et les instruments de mesure, ensuite on déclinera la méthodologie utilisée pour ce travail et enfin la présentation des résultats obtenus.

1. Revue de la littérature

La question de répartition de revenu a toujours été pour beaucoup d'auteurs un sujet de prédilection. Cette partie donnera la situation des inégalités de revenus étudiés par certains auteurs et les outils utilisés pour les décrire. Il convient avant tout de cerner la notion de revenu de l'emploi et d'inégalité.

Selon l'organisation internationale du travail (OIT, 1998), le concept de revenu de l'emploi s'applique aux recettes que perçoivent les personnes occupant un emploi salarié ou exerçant une activité indépendante. Ce revenu peut prendre diverses formes et être perçus en espèce, en nature, sous forme de services, de prestations ou même de droits à des prestations différées⁴⁸. Pour une bonne mesure du revenu de l'emploi, pour l'OIT il faut disposer des informations suivantes :

- ✓ des données sur le revenu correspondant à un emploi spécifique ;
- ✓ des données sur l'emploi correspondant à une activité spécifique qui concorde avec les données sur le revenu de cette activité ;
- ✓ une période de référence compte tenu du fait que le revenu de l'emploi n'est pas toujours perçu régulièrement. L'OIT propose une longue période de référence, telle qu'une année entière, qui semble mieux convenir à la mesure des flux de revenu dans le temps.

Parmi les objectifs de développement durable (ODD)⁴⁹, également nommés objectifs mondiaux figure la réduction des inégalités entre pays et en leur sein. Les inégalités constituent une menace pour le développement économique et social. Bihr Alain et Pfefferkorn Roland (2008) définissent l'inégalité sociale comme le résultat d'une distribution inégale, au sens mathématique de l'expression, entre les membres d'une société, des ressources de cette dernière, distribution inégale due aux structures mêmes de cette société et faisant naître un sentiment, légitime ou non, d'injustice au sein de ses membres⁵⁰

Selon le rapport sur les inégalités mondiales (Facundo alvaredo et al., 2018), l'inégalité économique est un phénomène complexe et multidimensionnel, et dans une certaine mesure inévitable. Il note cependant que si l'aggravation des inégalités ne fait pas l'objet d'un suivi et de remèdes efficaces, elle pourrait conduire à toutes sortes de catastrophes politiques, économiques et sociales.

Selon le PNUD, dans un rapport intitulé « Inégalités de revenus en Afrique subsaharienne Tendances divergentes, déterminants et conséquences », il ressort que malgré une baisse de 3,4 points de pourcentage de la valeur moyenne non pondérée de son coefficient de Gini entre 1991 et 2011

⁴⁷Programme des Nations Unies pour le développement Bureau régional pour l'Afrique 1 UN Plaza, New York, NY 10017, USA; Inégalités de revenus en Afrique subsaharienne. Tendances divergentes, déterminants et conséquences

⁴⁸OIT, Mesure du revenu de l'emploi. Seizième Conférence internationale des statisticiens du travail. Genève, 6-15 octobre 1998

⁴⁹Les Objectifs de développement durable (ODD) au nombre de 17 ont été adoptés par l'Organisation des Nations unies. Ils constituent l'Agenda 2030, qui associe à chaque objectif des cibles à atteindre à l'horizon 2030, en vue d'éradiquer la pauvreté, protéger la planète et garantir la prospérité pour tous. Le dixième ODD appelle les pays à adapter leurs politiques et législations afin d'accroître les revenus de la part des 40 % les plus pauvres ainsi que de réduire les inégalités salariales qui seraient basées sur le sexe, l'âge, le handicap, l'origine sociale ou ethnique, l'appartenance religieuse. Ce notamment en encourageant la représentation des pays en développement dans la prise de décisions de portée mondiale.

l'Afrique subsaharienne reste l'une des régions qui présentent les niveaux les plus élevés d'inégalité au plan mondial.⁵¹

Selon toujours ce même rapport on observe trois principaux moteurs de l'inégalité⁵² :

- ✓ le moteur de l'inégalité découlant de la structure hautement dualiste de l'économie, où les emplois dans l'administration publique, les multinationales et le secteur des ressources sont réservés aux élites, alors que la majorité des travailleurs doit se contenter de bien moindres revenus tirés de l'économie formelle ou du secteur de subsistance ;
- ✓ le moteur de l'inégalité résultant de la forte concentration en capital physique, en capital humain et en terres, notamment dans les économies d'Afrique de l'Est et d'Afrique australe, et dans certains groupes ou régions spécifiques ;
- ✓ le moteur de l'inégalité générée par le rôle de distribution limité de l'État, qui se manifeste souvent à travers la « malédiction des ressources naturelles », le parti pris urbain des politiques publiques et les inégalités ethniques et de genre.

Keeley, B. (2018), dans les essentiels de l'OCDE, indique trois facteurs expliquant l'accroissement des inégalités⁵³.

- ✓ les facteurs économiques à travers l'impact de la mondialisation. En effet la technologie détruit les anciens emplois et en crée de nouveaux. Cela accroît la valeur qu'ont déjà les travailleurs hautement qualifiés tout en éliminant les emplois de certains travailleurs moyennement ou peu qualifiés ;
- ✓ les facteurs sociaux comme la tendance grandissante à choisir pour conjoint une personne d'un milieu social ou d'un niveau d'éducation très similaire ;
- ✓ le rôle de l'Etat : à travers les impôts et les taxes qu'il perçoit et les prestations qu'il verse joue un rôle dans la réduction des inégalités. Cependant, le rôle de l'Etat a évolué et tend à favoriser des politiques moins redistributives, aussi d'autre mesures tendant à alléger la réglementation ont contribué à accroître les inégalités.

Mussard (2008), dans une revue d'analyse économique de l'Actualité économique, note que les études menées sur les inégalités mesurées sur les revenus sont nécessaires, elles ne sont pas suffisantes. Il soutient en effet : « L'étude des inégalités mesurées sur les revenus des individus est nécessaire mais non suffisante pour appréhender la complexité des déterminants des inégalités. En ce sens, les techniques de décompositions des mesures d'inégalité en sources de revenu sont intéressantes. Elles permettent de mettre en évidence de nouveaux indices statistiques dont la structure autorise l'analyse des sources de rémunération (salaires, primes, taxes, pensions, etc.), les corrélations de ces sources aux rangs des individus dans la société ou leurs parts dans le revenu moyen »

Dans une étude sur les déterminants du salaire, Lhéritier (1992) note qu'en 1986, les écarts de salaire les plus significatifs s'observent entre qualifications. Il fait remarquer que dans l'industrie, un cadre ou ingénieur de niveau supérieur gagne 3,5 fois plus qu'un manœuvre. Aussi les salaires des hommes restent supérieurs à ceux des femmes, surtout parmi les ingénieurs et les cadres. Une autre observation faite est que le salaire s'élève avec l'âge et l'ancienneté, garants d'une expérience professionnelle accrue ; cette expérience est mieux rémunérée au sein de l'entreprise que sur le marché externe : un impact positif de l'ancienneté vient ainsi se rajouter à celui de l'âge. Ainsi selon cet auteur, la qualification, le sexe, l'ancienneté et la nationalité sont des facteurs qui déterminent le salaire.

L'écart de salaire entre les hommes et les femmes a fait remarquer la directrice générale de la Banque mondiale Kristalina Georgieva dans un rapport intitulé « The High Cost of Gender Inequality in Earnings. The Cost of Gender Inequality. » (Wodon, Quentin T., de la Brière, Bénédicte, 2018) « Le monde se prive de 160 000 milliards de dollars à cause des inégalités de rémunération entre hommes et femmes »⁵⁴. Elle ajoute qu'un tel chiffre vient rappeler aux dirigeants mondiaux qu'ils doivent agir maintenant et avec détermination pour investir dans des politiques qui favorisent l'accès des femmes à des emplois plus diversifiés et de meilleure qualité et qui plaident en faveur de l'égalité salariale.

⁵¹ Programme des Nations Unies pour le développement, Bureau régional pour l'Afrique, Inégalités de revenus en Afrique subsaharienne Tendances divergentes, déterminants et conséquences, 1 UN Plaza, New York, NY 10017, USA., 2017.

Matthias Bittorf et Alexander Klein dans un Bulletin économique du CIRAC (2012), ont abordé le Niveau des qualifications et distribution des revenus en Allemagne. Dans leur étude, ils sont parvenus à la conclusion que l'accès à la formation est un facteur clé agissant sur la distribution des revenus.

Pour la mesure des inégalités de revenus, plusieurs outils ont été élaborés. Ces différents outils, au regard de leur méthode peuvent ne pas conduire aux mêmes conclusions. Parcourons quelques-uns de ces outils utilisés par certains auteurs et organismes pour décrire les inégalités.

✓ La part du revenu disponible

C'est la part de l'ensemble des revenus que reçoit telle proportion de la population, et son évolution dans le temps. Ainsi, plus l'écart est grand entre la part de revenus perçue et la part de la population, plus les inégalités sont élevées. C'est la méthode utilisée par le world Inequality Database (base de données mondiales sur les revenus et le patrimoine, www.wid.world) pour discuter des inégalités de revenus dans le monde⁵⁵.

✓ Les quantiles et le rapport interdécile

L'utilisation des quantiles permet d'ordonner la population étudiée en groupe d'effectifs égaux par ordre croissant, en fonction de la valeur que prend la dispersion étudiée dans ces derniers. La population est souvent scindée en dix groupes ; on parle alors de décile. Si on étudie la distribution des revenus, le 1^{er} décile (D1) est donc le niveau de revenu qui sépare d'un côté les 10% des individus qui ont les revenus les plus faibles, et d'autre part les 90% des individus qui ont les revenus les plus élevés.

A partir des déciles, il est possible de calculer le rapport interdécile, qui permet de mesurer les inégalités relatives dans la population, c'est-à-dire l'écart entre les plus avantageux et les plus désavantageux. Il s'agit du rapport du 9^e décile au 1^{er} décile (D9/D1). C'est l'une des méthodes utilisées par l'INSEE⁵⁶ (2020) pour mesurer les inégalités salariales de même que l'OCDE⁵⁷ (2020).

✓ L'indice de Palma

Proposé par l'économiste chilien José Gabriel Palma (2011) l'indice de Palma fait partie de la famille des rapports interdéciles, dont le plus connu est le rapport D90/D10. L'indice de Palma est la somme des revenus gagnés par les personnes ou ménages situés dans le décile supérieur (le 10 % supérieur) divisée par la somme des revenus acquis par les 40 % des ménages au bas de l'échelle.

C'est la méthode⁵⁸ proposée par Simon Langlois et Mathieu Lizotte afin de cerner les inégalités de revenus au Québec et au Canada.

✓ Le coefficient de Gini et la courbe de Lorenz

Le coefficient de Gini permet de mesurer le degré d'inégalité d'une distribution pour une population donnée. Le coefficient de Gini varie entre 0 et 1. Plus le coefficient se rapproche de la valeur 0, alors la situation de la population étudiée se rapproche alors d'une égalité parfaite. Si le coefficient se rapproche de 1, la situation de la population concernée se rapproche d'une inégalité extrême.

La courbe de Lorenz permet de représenter graphiquement la répartition du revenu au sein d'une population donnée. Graphiquement, la bissectrice représente la situation parfaitement égalitaire, et plus la courbe est éloignée de la bissectrice, plus les inégalités sont fortes. L'indice de Gini est aussi un des indicateurs utilisés par la Banque Mondiale pour mesurer les inégalités.

✓ La part des revenus pour les 10% les plus pauvres et celle des 10% des plus riches

La part des revenus pour les 10% les plus pauvres est un indicateur qui représente la part des revenus détenue par les 10% des ménages les plus pauvres. C'est un indicateur très utile pour cerner la question de la répartition de la richesse dans un pays. Dans une situation de parfaite égalité, chaque bloc de 10% des ménages recevrait 10% de la richesse. Plus le pourcentage est proche de zéro, plus cette portion de la population reçoit une plus faible part de la richesse produite. Il convient de mettre cet indicateur avec son équivalent pour le 10% le plus riche qui représente la part des revenus détenue par les 10% des ménages les plus riches. Ils font partie des indicateurs produits par la Banque Mondiale⁵⁹ pour décrire les inégalités.

⁵⁶Insee Références, édition 2020 - Fiches - Revenus et coûts du travail

⁵⁷OCDE (2020), Inégalité de revenu (indicateur). doi: 10.1787/37e2ea85-fr (Consulté le 19 septembre 2020)

⁵⁹Banque mondiale, perspective monde, <https://perspective.usherbrooke.ca/bilan/BMEncyclopedie/BMEphemeride.jsp> (consulté le 19/09/2020)

2. Méthodologie

2.1. Source des données

Dans cette étude, nous utiliserons des données issues de l'enquête régionale intégrée sur l'emploi et le secteur informel (ERI-ESI) réalisée au Burkina Faso en 2018 sous le financement de la Commission de l'UEMOA à travers son programme PSR (Programme Statistique Régionale) et l'accompagnement technique d'AFRISTAT. C'est une enquête qui s'est déroulée en deux phases : une première phase qui porte sur l'emploi réalisée auprès des ménages, et une deuxième phase qui porte sur le secteur informel réalisées auprès des unités de productions informelles identifiées lors de la première phase.

2.2. Description des données

Le revenu tiré de l'emploi concerne le revenu des individus actifs exerçant un emploi principal rémunéré. Cette rémunération peut être :

- ✓ un salaire fixe (mois, quinzaine, semaine) ;
- ✓ au jour ou à l'heure de travail ;
- ✓ à la tâche ;
- ✓ en commission ;
- ✓ au bénéfices réalisés ;
- ✓ en nature (produits, nourriture, hébergement, etc.).

Dans ce travail, les aides familiales, les bénévoles, les apprentis ou stagiaires non payés ne seront pas concernés.

Les transferts et des revenus provenant d'une source autre que celle de l'emploi principal exercé par l'individu ne seront pas pris en compte dans ce travail.

Conformément aux suggestions de l'OIT, l'année sera choisie dans cette étude comme période de référence pour une bonne mesure des flux de revenu dans le temps. Par la suite le revenu moyen mensuel sera utilisé.

En lien avec le SMIG (37 300 FCFA), des classes de revenu ont été créées pour répartir les travailleurs. Ainsi on a des classes : [0 - 1Smig[(inférieur au Smig) ; [1Smig - 2Smig[(entre le Smig et 2 fois le Smig) et ainsi de suite.

2.3. Calcul de l'indice de Gini et les déciles

❖ Indice de Gini

Soit Y le revenu total tiré de l'emploi au cours d'un mois par les différents acteurs, n le nombre des individus percevant un revenu tiré de l'emploi, i l'ordre de l'individu i , y_i le revenu du $i^{\text{ème}}$ individu, $y_1 \leq y_2 \leq y_3 \leq \dots \leq y_n$, le classement par ordre du revenu des individus

$$q_i = \frac{y_1 + y_2 + \dots + y_i}{y_1 + y_2 + \dots + y_n} = \frac{y_1 + y_2 + \dots + y_n}{Y} \quad (\text{Proportion cumulée des revenus})$$

$$p_i = \frac{i}{n} \quad (\text{Proportion cumulée de la population})$$

Où $q_0 = p_0 = 0$ et $q_n = p_n = 1$

- ✓ Z est l'aire située au dessous de la courbe de Lorenz

$$✓ \quad A = \text{Aire de concentration} = \frac{1}{2} - Z = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} \sum_i [(q_i + q_{i-1})(p_i - p_{i-1})]$$

represente l'aire entre la courbe de Lorenz et la bissectrice

- ✓ G est l'indice de Gini

$$G = \frac{1/2 - 1/2 \sum_i [(q_i + q_{i-1})(p_i - p_{i-1})]}{1/2} = 1 - \sum_i [(q_i + q_{i-1})(p_i - p_{i-1})]$$

$$G = 1 - 2Z$$

❖ Déciles

Soit n le nombre des individus percevant un revenu tiré de l'emploi, i l'ordre de l'individu i , y_i le revenu du $i^{\text{ème}}$ individu, $y_1 \leq y_2 \leq y_3 \leq \dots \leq y_n$, le classement par ordre du revenu des individus

Les déciles ($D_1, D_2, \dots, D_9$) sont les **VALEURS QUI PARTAGENT CETTE DISTRIBUTION EN DIX PARTIES EGALES** (c'est-à-dire de même effectif).

$$\text{Le rapport interdécile} = \frac{D_9}{D_1}$$

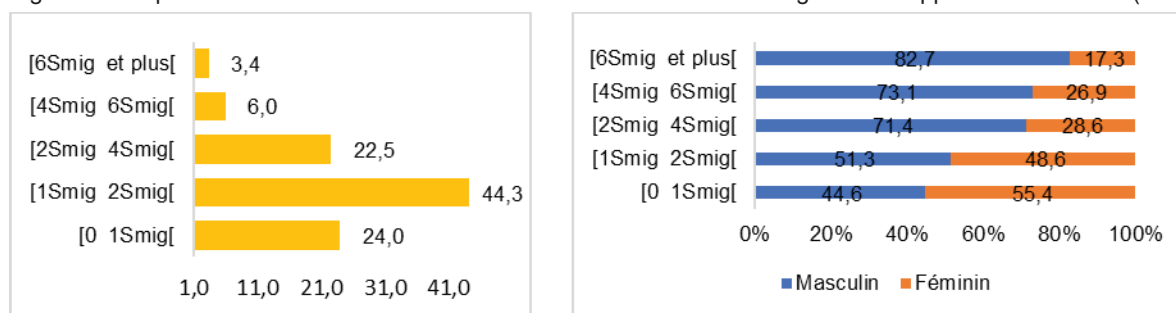
$$\text{L'écart interdécile} = D_9 - D_1$$

3. Résultats

3.1. Répartition des individus selon le revenu moyen tiré de l'emploi

En considérant le salaire minimum interprofessionnel garanti (SMIG) au Burkina Faso, il ressort que 24,0% des individus ont un revenu mensuel inférieur au Smig (37 300 FCFA)

Figure 11: Répartition des individus selon leur revenu mensuel et selon le genre en rapport avec le SMIG (en %)



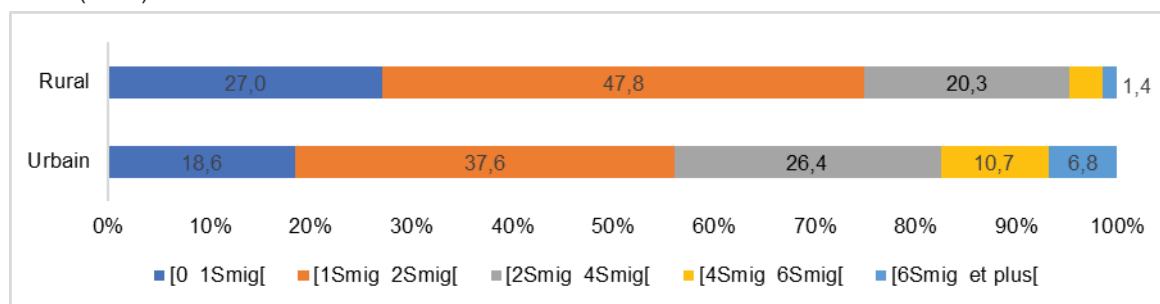
Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

La majeure partie des individus (44,3%) ont un revenu mensuel entre le Smig et moins de deux fois le Smig. Seulement 3,4% des individus ont un revenu au moins 6 fois plus élevé par rapport au Smig.

En se référant au genre, les données montrent que parmi les individus ayant un revenu inférieur au Smig, 55,4% sont des femmes. Cependant parmi ceux ayant un revenu au moins 6 fois plus élevé par rapport au Smig, on a 17,3% de femmes contre 82,7% d'hommes.

En fonction du milieu de résidence, aussi bien en milieu urbain que rural il y a des individus qui ont un revenu inférieur au Smig (27,0% en milieu rural et 18,6% en milieu urbain). Seulement 1,4% des individus en milieu rural ont un revenu supérieur à 6 fois le Smig. En milieu urbain il est de 6,8%.

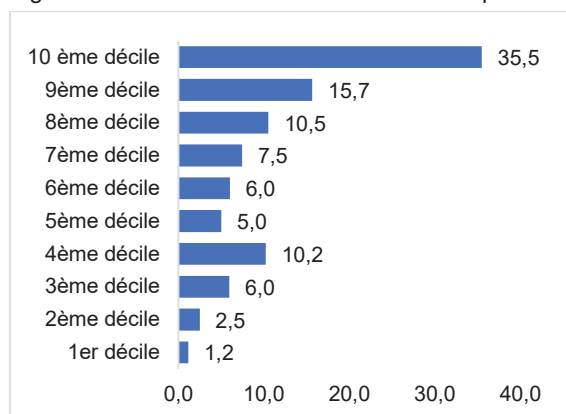
Figure 12: Répartition des individus selon le milieu de résidence par classe de revenu mensuel en rapport avec le SMIG (en %)



Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

3.2. Distribution du revenu tiré de l'emploi des travailleurs

Figure 13: Distribution du revenu tiré de l'emploi des travailleurs selon les groupes de déciles (en %)



Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

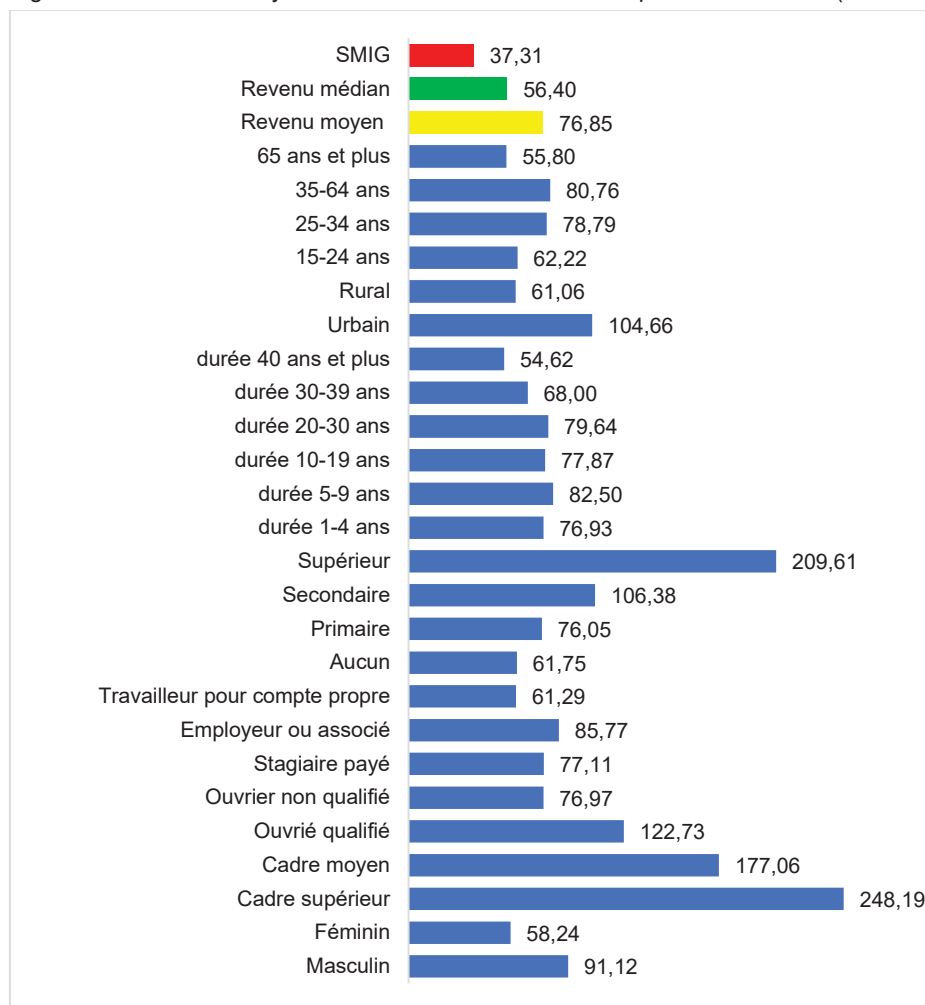
Il ressort de la figure 3 que seulement 1,2% du revenu est distribué aux travailleurs situés dans le 1er groupe de décile. A l'opposé, 35,5% du revenu est détenu par les travailleurs qui se retrouvent au 10ième groupe de décile.

Ce résultat traduit l'existence de deux groupes de travailleurs qui s'opposent en termes de distribution de revenu. La part réservée aux autres groupes traduit aussi des inégalités de distribution.

Ce résultat montre déjà l'existence d'une inégalité de la distribution du revenu tiré de l'emploi au Burkina Faso. Voyons comment le revenu moyen mensuel se comporte en fonctions des caractéristiques des individus.

En examinant la figure 4, on note que le revenu moyen varie selon les caractéristiques des individus. De façon globale, le revenu moyen au Burkina Faso est de 76 850 FCFA. Le revenu médian se situe à 56 400FCFA. Le Smig quant à lui, est de 37 310 FCFA.

Figure 14: Le revenu moyen mensuel selon les caractéristiques des individus (en Milliers de F CFA)



Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

En considérant le niveau d'instruction, le revenu moyen des travailleurs ayant le niveau supérieur est de 209 610 FCFA. Cela représente 3,4 fois le revenu de ceux qui n'ont aucun niveau (61 750 FCFA).

Par rapport au groupe d'âge, le revenu moyen est plus élevé dans les groupes d'âge 35-64 ans (80 760 FCFA) contre 62 220 FCFA pour les 15-24 ans.

En rapport avec la catégorie socio-professionnelle, les cadres supérieurs ont un revenu moyen de 248 190 FCFA, soit 3,2 fois celui des ouvriers non qualifiés (76 970 FCFA).

Le revenu moyen varie aussi selon le genre. En effet le revenu moyen des hommes est de 91 120 FCFA contre 58 240 FCFA pour les femmes.

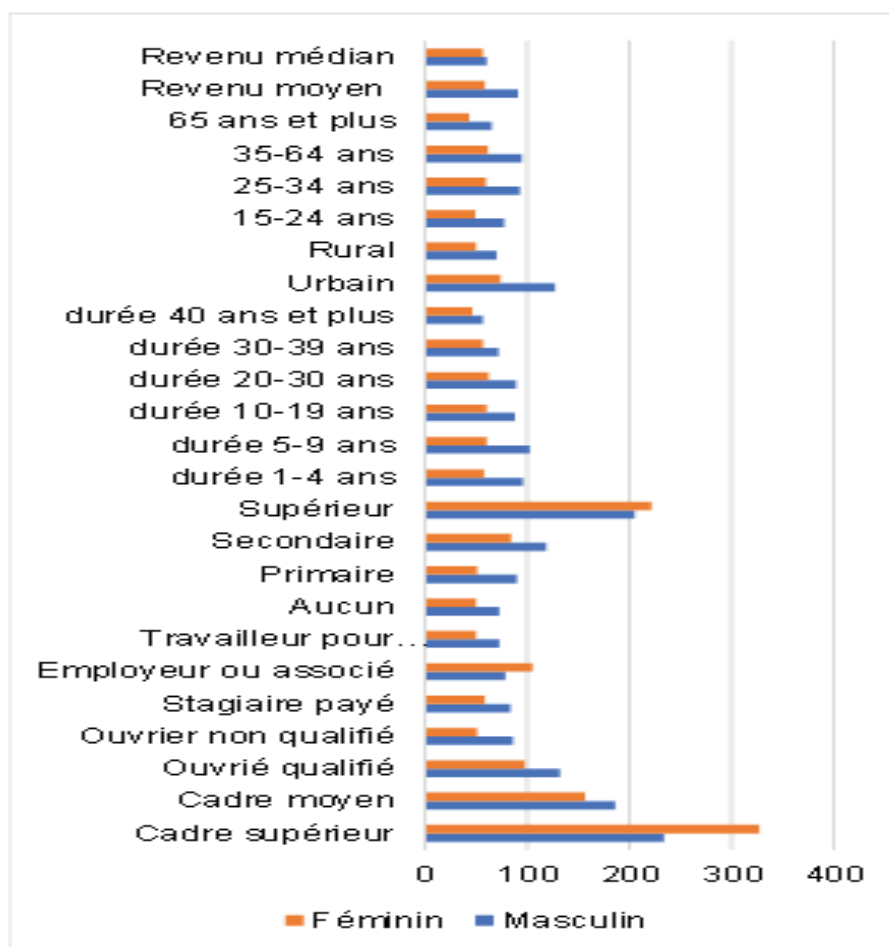
Selon le milieu de résidence, le revenu moyen en milieu urbain se situe à 104 660 FCFA alors qu'en milieu rural, il est de 61 060 FCFA.

L'écart entre le revenu moyen des individus du 2ème décile et ceux du 9ème décile est de 101 160 FCFA.

3.3. Revenu moyen mensuel tiré de l'emploi et genre

Lorsque nous analysons le revenu moyen mensuel selon le genre (confère figure 5), nous notons qu'il y'a existence d'inégalité. Quel que soit le groupe d'âge des travailleurs (qu'on soit femme ou homme), le revenu moyen diffère. Celui des femmes demeure inférieur à celui des hommes. Ce constat est observé lorsqu'on considère le milieu de résidence, la durée dans l'emploi ainsi que leur appartenance aux différents déciles.

Figure 15: Le revenu moyen mensuel selon le sexe et la catégorie socioprofessionnelle (en milliers de FCFA)



Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Cependant nous notons une exception au niveau du niveau d'instruction et de catégorie socioprofessionnelle.

En effet au niveau du niveau d'instruction, les femmes ayant un niveau supérieur ont un revenu moyen supérieur aux hommes ayant ce même niveau.

Pour la catégorie socioprofessionnelle, les femmes cadres supérieurs ont un revenu moyen supérieur aux hommes de même catégorie. De même, les femmes employeurs ou associées ont un revenu moyen supérieur à celui des hommes de ce même statut.

En examinant le tableau 1, l'écart de revenu entre femmes et hommes est globalement de -36%. En fonction du niveau d'instruction ; cet écart est de -32% pour les sans niveau, -43%, pour le niveau primaire, -29%, pour le niveau secondaire et 8% pour le niveau supérieur.

Alors que de façon globale, l'écart de revenu entre un travailleur de niveau supérieur et celui n'ayant aucun niveau est de -70,5% au niveau des femmes cet écart est de -77,6% tandis qu'au sein des hommes il est de -64,4%.

Tableau 22: Le revenu moyen mensuel et les écarts selon le sexe et le niveau d'instruction (en milliers de FCFA et en %)

	Masculin	Féminin	Total	Écart femmes/hommes (en %)
Aucun	73,15	49,58	61,75	-32%
Primaire	89,91	51,27	76,05	-43%
Secondaire	118,57	84,5	106,38	-29%
Supérieur	205,6	221,2	209,61	8%
Total	91,12	58,24	76,85	-36%
Écart Niveau supérieur / Aucun niveau (en millier de F CFA)	-132,45	-171,62	-147,86	
Écart Niveau supérieur / Aucun niveau (en %)	-64,4%	-77,6%	-70,5%	

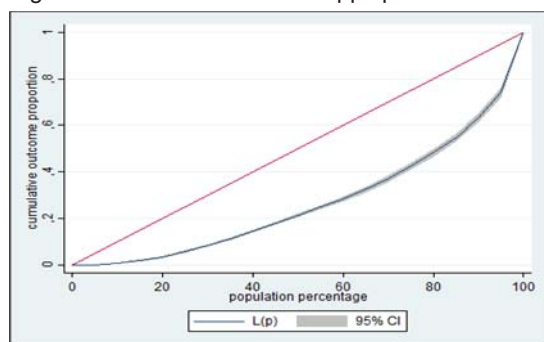
Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

3.4. Analyse des inégalités de revenu au Burkina Faso

• *Analyse globale des inégalités de revenus tirés de l'emploi*

Les résultats obtenus plus haut indiquait une inégalité de répartition quand on considère le milieu de résidence, le niveau d'instruction, le groupe d'âge, la durée dans l'emploi, la catégorie socioprofessionnelle, le genre.

Figure 16: Courbe de Lorenz appliqué à la distribution des revenus tirés de l'emploi au Burkina Faso en 2018



Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

GINI=0,46

De façon générale au Burkina Faso, le revenu tiré de l'emploi est inégalement réparti. Lorsque nous observons la courbe de Lorenz appliquée à la distribution de revenu tiré de l'emploi, il laisse présager une relative inégalité de distribution de revenu.

La valeur de l'indice de Gini est de 0,46. Ce résultat montre qu'il y a inégalité de distribution de revenu.

Le premier décile (D1) est de 15 000 FCFA. Ce qui traduit que 10% de travailleurs ont moins de 15 000 FCFA comme revenu mensuel. Cependant le neuvième décile (D9) est de 154 790 FCFA indiquant ainsi que 10% des travailleurs ont un revenu mensuel supérieur à 154 790 FCFA.

Le rapport interdécile (D9/D1) est de 10,3. Ainsi les 10% des travailleurs « les mieux rémunérés » perçoivent un revenu mensuel au moins 10,3 fois plus élevé que les 10% des travailleurs « les moins rémunérés ».

L'écart interdécile (D9-D1) se situe à 139 790F. Il traduit que les 10 % des travailleurs « les mieux rémunérés » gagnent 139 790F de plus par mois que les 10 % des travailleurs « les moins rémunérés ».

Lorsque nous considérons la part des revenus pour les 10% des travailleurs « les moins rémunérés » et celle des 10% des « mieux rémunérés » les résultats montrent que les 10% « les moins rémunérés » détiennent seulement 1,16% du total des revenus. A contrario, les 10% des travailleurs « les mieux rémunérés » détiennent 35,5% de l'ensemble du revenu.

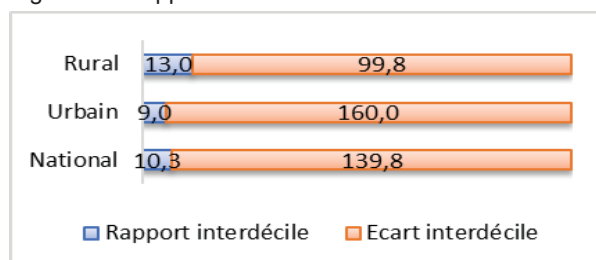
• *Analyse comparative intragroupe des inégalités de revenus tirés de l'emploi*

Au niveau global, les résultats montrent que la distribution du revenu tiré de l'emploi est inégalitaire. Nous nous proposons dans la partie qui suit d'examiner la situation de la distribution des revenus pour

chaque groupe. Nous analyserons entre autres la situation par rapport au genre, au milieu de résidence, à la situation professionnelle, au niveau d'étude, au secteur d'activité.

o *Situation des inégalités par rapport au milieu de résidence*

Figure 17: Rapport interdécile et écart interdécile en fonction du milieu de résidence



Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Dans cette partie nous analysons la situation des inégalités selon le milieu de résidence.

En milieu rural 10% des travailleurs « les mieux rémunérés » perçoivent un revenu mensuel au moins 13,0 fois plus élevé que les 10% des travailleurs « les moins rémunérés » alors qu'au niveau urbain ce rapport se situe à 9,0.

Si en milieu rural les 10 % des travailleurs « les mieux rémunérés » gagnent 99 800FCFA de plus par mois que les 10 % de ceux « les moins rémunérés », au niveau urbain cet écart se situe à 160 000FCFA.

o *Situation des inégalités par rapport au genre.*

Par rapport au genre les résultats obtenus par les revenus moyens traduisaient déjà que les femmes dans leur ensemble avaient un revenu moyen mensuel inférieur à celui des hommes. Dans cette partie nous nous interrogerons pour voir la situation des inégalités selon le genre.

Dans le tableau ci-contre, les résultats du rapport interdécile montrent que les inégalités sont plus élevées au sein du groupe des femmes que celui des hommes. En effet au sein des femmes 10% des travailleuses « les mieux rémunérées » perçoivent un revenu mensuel au moins 10,81 fois plus élevé que les 10% des travailleuses « les moins rémunérées » alors qu'au niveau des hommes ce rapport se situe à 7,60. Si les 10 % des femmes « les mieux rémunérées » gagnent 98 100FCFA de plus par mois que les 10 % de celles « les moins rémunérées », au niveau des hommes cet écart se situe à 165 000FCFA. L'indice de Gini au niveau des femmes est de 0,41 alors que celui des hommes se situe à 0,47.

Tableau 23 : Déciles, rapport interdécile, écart interdécile, et indice de Gini selon le genre

	Femme	Homme	Ensemble
D1	10	25	15,00
D2	20	45,782	30,00
D3	42	50	45,78
D4	52,375	56,401	56,40
D5	56,401	62,947	60,00
D6	60	83,188	62,95
D7	62,947	100,26	83,19
D8	80	121,782	105,42
D9	108,095	190	154,79
D9/D1	10,81	7,60	10,32
D9-D1 (en milliers de F CFA)	98,10	165,00	139,79
Indice de Gini	0,41	0,47	0,46

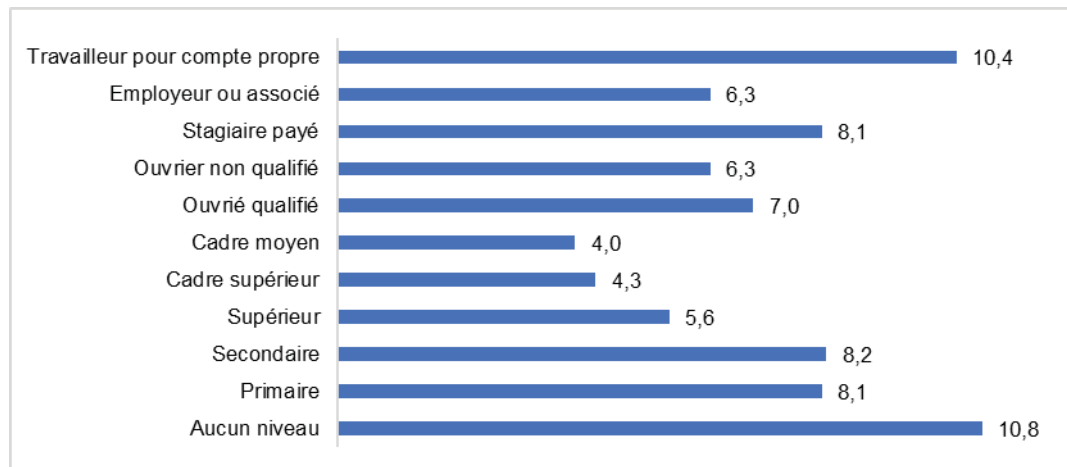
Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

o *Situation des inégalités par rapport au niveau d'étude et à la catégorie socioprofessionnelle*

En considérant le niveau d'instruction, le rapport interdécile est moins élevé chez ceux du niveau supérieur (5,6) et plus élevé chez ceux qui n'ont aucun niveau (10,8). Ce résultat indique 10% des

travailleurs ayant un niveau supérieur « les mieux rémunérées » perçoivent un revenu mensuel au moins 5,6 fois plus élevé que les 10% des travailleurs de niveau supérieur « les moins rémunérées ».

Figure 18: Rapport interdécile en rapport avec le niveau d'étude et à la catégorie socioprofessionnelle



Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

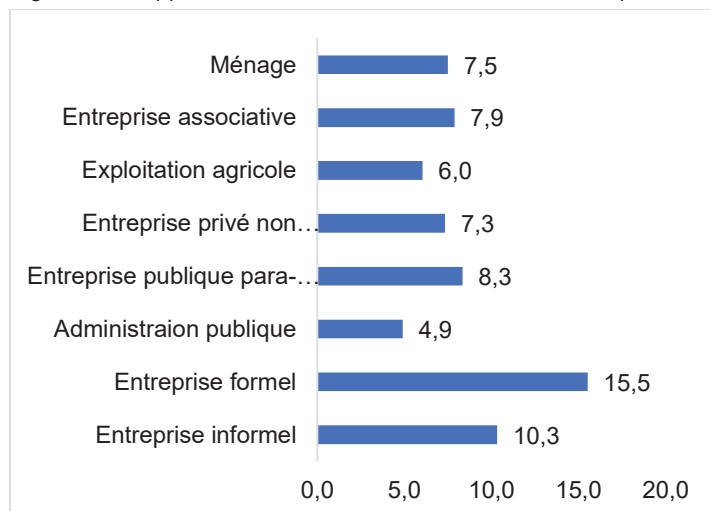
Quand on considère les travailleurs n'ayant aucun niveau ce rapport remonte à 10,8. Les résultats du rapport interdécile laissent qu'il y a plus d'inégalité au niveau des travailleurs n'ayant aucun niveau d'étude que ceux ayant le niveau d'étude supérieur. L'indice de Gini se situe à 0,42 pour le travailleur n'ayant aucun niveau contre 0,36 pour ceux ayant un niveau supérieur.

En rapport avec la catégorie socioprofessionnelle, les rapports interdéciles sont plus accentués chez les stagiaires payés (8,1) et moins au niveau des cadres supérieurs (4,3) et les cadres moyens (4,0). La valeur de l'indice de Gini est de 0,33.

Chez les cadres supérieurs, 0,39 pour les ouvriers non qualifiés et 0,47 pour les ouvriers qualifiés.

o **Situation des inégalités par rapport à la formalité de l'entreprise et le secteur d'activité**

Figure 19: Rapport interdécile selon la formalité de l'entreprise et le secteur d'activité



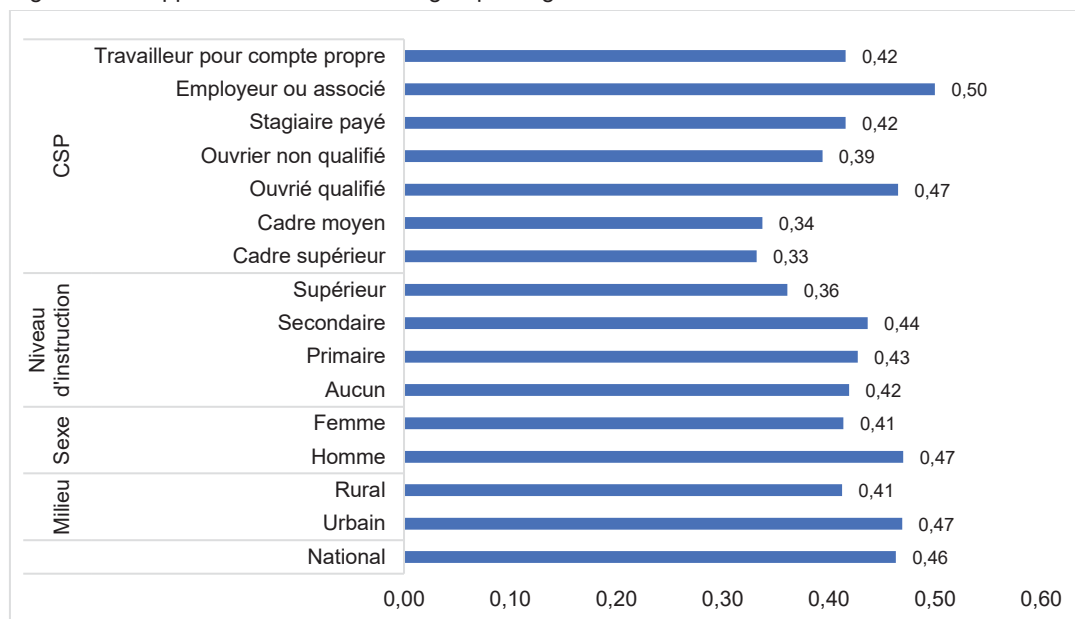
Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Le rapport interdécile est plus élevé chez les travailleurs exerçant dans les entreprises formelles (15,5) que celles informelles (10,3). L'écart interdécile se situe à 139 800 FCFA pour les travailleurs de l'informel contre 818 600 FCFA pour ceux du formel.

En considérant le secteur d'activité, les travailleurs exerçant dans l'administration publique ont un rapport interdécile (4,9) que ceux des autres secteurs.

o **Situation des inégalités par rapport au groupe d'âge et à l'ancienneté**

Figure 20: Rapport interdécile selon le groupe d'âge et à l'ancienneté



Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

En considérant le groupe d'âge, le rapport interdécile est plus élevé au sein des travailleurs de 65 ans et plus (16,7). L'écart interdécile croit en fonction des groupes d'âge passant 95 400 CFA pour les 15-24 ans à 160 000 FCFA pour ceux de 35-64 ans. Cependant pour le groupe d'âge 65 ans et plus cet écart est de 94 300 FCFA.

En considérant l'ancienneté dans l'emploi, les rapports interdéciles sont presque identiques dans chaque groupe (environ 10). Seulement les écarts interdéciles varient d'un groupe à un autre. Il est de 135 000 FCFA pour ceux qui ont une ancienneté de moins de 5 ans, 159 000 FCFA lorsqu'on a une ancienneté de 10-19 ans. Pour une ancienneté de 40 ans et plus cet écart se situe à 95 400 FCFA.

Conclusion

La réflexion menée dans cette étude a porté sur les inégalités de revenus tirés de l'emploi au Burkina Faso. Dans cette étude, nous avons utilisé des données issues de l'enquête régionale intégrée sur l'emploi et le secteur informel (ERI-ESI) réalisé au Burkina Faso en 2018 avec le financement de la Commission de l'UEMOA à travers son programme PSR et l'accompagnement technique d'AFRISTAT.

L'analyse du coefficient de Gini, du rapport interdécile, de l'écart interdécile et les revenus moyens ont permis de faire un état des lieux des inégalités au Burkina en 2018. Globalement les résultats montrent des inégalités tant dans la répartition du revenu mensuel global que dans la disposition du revenu moyen mensuel.

Les résultats obtenus indiquent que seulement 1,2% du revenu tiré de l'emploi est distribué aux travailleurs situés dans le 1er groupe de décile « les moins rémunérés » contre 35,5% pour les travailleurs qui se retrouvent au 10ème groupe de décile « les plus rémunérés ». En outre, le revenu tiré de l'emploi varie selon le milieu de résidence, le genre, le niveau d'instruction, la catégorie sociale professionnelle, la durée dans l'emploi, ainsi que le groupe d'âge.

Les résultats de ce travail mettent en exergue des groupes d'individus cibles qu'il convient de mettre en place et requièrent des politiques économiques pour l'amélioration de leur revenu. Il s'agit notamment des femmes et des résidents du milieu rural. La promotion des activités génératrices de revenus (AGR), l'octroi de microcrédits, la mise en place de fonds de soutien aux activités de l'élevage et de l'agriculture sont des pistes à revisiter.

Bibliographie

- Alvaredo, F., Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., & Zucman, G. (2018). Rapport sur les inégalités mondiales. World Inequality Lab, 20. <http://wir2018.wid.world/files/download/wir2018-summary-french.pdf>
- Fong, F. (2017). Inégalité des revenus au Canada : Le facteur urbain.
- Insee. (2019). Écart De Salaires Entre Les Hommes Et Les Femmes. Statistiques et Études. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2407748#tableau-figure1>
- Insee. (2020). Inégalités salariales. 156–157.
- Keeley, B. (2018). Inégalités de revenu:L'écart entre riches et pauvres, Les essentiels de l'OCDE (Editions O). https://doi.org/10.1787/how_life-2013-graph8-fr
- Langlois, S., & Lizotte, M. (2011). L'indice de Palma, nouvelle mesure des inégalités au Québec et au Canada. *Revue Vie Economique*, 6, 7.
- Lhéritier, J.-L. (1992). Les déterminants du salaire. *Economie et Statistique*, 257(1), 9–21. <https://doi.org/10.3406/estat.1992.5677>
- Matthias Bittorf et Alexander Klein. (2012). « Niveau des qualifications et distribution des revenus », Regards sur l'économie allemande.
- Moyes, P., & Moyes, P. (2019). Inégalité et redistribution des revenus.
- Mussard, S. (2008). La décomposition des mesures d'inégalité en sources de revenu : méthodes et applications*. *L'Actualité Économique*, 83(3), 415–445. <https://doi.org/10.7202/018116ar>
- O. D. E. L. A., & De, S. (1973). *Journal de la société statistique de Paris*. 114, 96–106.
- OCDE, Département des Affaires Économiques, N. de politique économique. (2012). Inégalités de revenus et croissance : le rôle des impôts et des transferts.
- OCDE. (2017). Inégalités de revenu. 110–112. https://doi.org/https://doi.org/10.1787/soc_glance-2016-16-fr Cet
- OIT. (1998). Mesure du revenu de l'emploi.
- Pinto, P. R., & Manchester, D. (2013). Inégalités : l'importance de la perspective historique.
- Wodon, Q., and B. de la Brière. (2018). Unrealized Potential: The High Cost of Gender Inequality in Earnings. The Cost of Gender Inequality Notes Series. Washington, DC: The World Bank.

Annexes

Annexe 1: Rapport interdécile et écart interdécile selon les caractéristiques des individus

	Rapport interdécile	Écart interdécile
National	10,3	139,8
Urbain	9	160
Rural	13	99,8
Homme	7,6	165
Femme	10,8	98,1
Aucun niveau	10,8	98,1
Primaire	8,1	106,8
Secondaire	8,2	180
Supérieur	5,6	287,1
Cadre supérieur	4,3	322,9
Cadre moyen	4	187,1
Ouvrier qualifié	7	178,9
Ouvrier non qualifié	6,3	105
Stagiaire payé	8,1	106,8
Employeur ou associé	6,3	105
Travailleur pour compte propre	10,4	97,7

	Rapport interdécile	Écart interdécile
Durée moins d'un an	10,8	98,1
Durée 1-4 ans	10	135
Durée 5-9 ans	10,9	149
Durée 10-19 ans	10,9	159
Durée 20-29 ans	10	150
Durée 30-39 ans	9,4	126,7
Durée 40 ans et plus	10,5	95,4
Administration publique	4,9	207
Entreprise publique parapublique	8,3	220
Entreprise privée non agricole	7,3	95
Exploitation agricole	6	52,5
Entreprise associative	7,9	206,3
Ménage	7,5	65
âge 15-24 ans	10,5	95,4
âge 25-34 ans	10,3	139,8
âge 35-64 ans	11,7	160
âge 65 ans et plus	16,7	94,3
Entreprise informel	10,3	139,8
Entreprise formel	15,5	818,6

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Annexe 2 : Valeur d'indice de Gini selon les caractéristiques des individus

	Variable	Estimate	STE	LB	UB
	National	0,46	0,01	0,45	0,48
Milieu	Urbain	0,47	0,01	0,45	0,49
	Rural	0,41	0,01	0,39	0,44
Sexe	Homme	0,47	0,01	0,45	0,49
	Femme	0,41	0,01	0,39	0,43
Niveau d'instruction	Aucun	0,42	0,01	0,39	0,44
	Primaire	0,43	0,02	0,39	0,47
	Secondaire	0,44	0,01	0,41	0,46
	Supérieur	0,36	0,02	0,32	0,41
CSP	Cadre supérieur	0,33	0,03	0,27	0,39
	Cadre moyen	0,34	0,02	0,29	0,38
	Ouvrier qualifié	0,47	0,03	0,40	0,53
	Ouvrier non qualifié	0,39	0,01	0,37	0,42
	Stagiaire payé	0,42	0,07	0,29	0,54
	Employeur ou associé	0,50	0,06	0,38	0,62
	Travailleur pour compte propre	0,42	0,01	0,39	0,44
Formalité de l'entreprise	Informel	0,46	0,01	0,45	0,47
	Formel	0,67	0,05	0,56	0,77
Groupe d'âge	15-24 ans	0,42	0,02	0,38	0,47
	25-34 ans	0,45	0,01	0,42	0,48
	35-64 ans	0,47	0,01	0,45	0,49
	65 ans et plus	0,49	0,07	0,35	0,63
Ancienneté	Durée moins d'un an	0,47	0,03	0,40	0,53
	Durée 1-4 ans	0,46	0,02	0,43	0,49
	Durée 5-9 ans	0,46	0,02	0,43	0,49
	Durée 10-19 ans	0,45	0,01	0,43	0,47
	Durée 20-29 ans	0,48	0,02	0,43	0,53
	Durée 30-39 ans	0,42	0,02	0,39	0,46
	Durée 40 ans et plus	0,46	0,05	0,37	0,56

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs

Annexe 3: Valeur des différents déciles selon les caractéristiques des individus

	Quantile	% of median	Share, %	L(p), %	GL(p)
National					
1	15	25	1,16	1,16	0,991
2	30	50	2,491	3,651	3,12
3	45,78	76,303	5,969	9,62	8,22
4	56,4	94,001	10,206	19,826	16,941
5	60	100	5,029	24,855	21,239
6	62,95	104,912	6,012	30,867	26,376
7	83,19	138,646	7,459	38,326	32,749
8	105,42	175,698	10,514	48,84	41,734
9	154,79	257,984	15,658	64,498	55,114
10			35,502	100	85,45
Urbain					
1	20	31,773	1,331	1,331	1,3
2	40	63,545	2,852	4,183	4,086
3	56,401	89,6	11,638	15,821	15,452
5	62,947	100	9,869	25,689	25,091
6	80	127,091	4,229	29,918	29,221
7	100	158,863	7,796	37,714	36,835
8	121,782	193,467	10,636	48,35	47,223
9	180	285,954	14,449	62,799	61,336
10			37,201	100	97,67
Rural					
1	8,333	14,775	0,744	0,744	0,464
2	20	35,461	2,334	3,078	1,919
3	45,782	81,172	15,702	18,78	11,711
5	56,401	100	12,9	31,681	19,755
6	60	106,382	6,522	38,203	23,822
7	62,947	111,607	7,989	46,191	28,804
8	83,188	147,494	13,457	59,648	37,195
9	108,095	191,655	13,483	73,132	45,603
10			26,868	100	62,357
Homme					
1	25	39,716	1,602	1,602	1,64
2	45,782	72,73	7,119	8,721	8,93
3	50	79,432	1,254	9,975	10,214
4	56,401	89,6	4,948	14,923	15,28
5	62,947	100	6,699	21,622	22,14
6	83,188	132,155	7,472	29,094	29,79
7	100,26	159,276	10,121	39,215	40,154
8	121,782	193,467	8,618	47,833	48,978
9	190	301,84	14,153	61,986	63,47
10			38,014	100	102,394
Femme					
1	10	17,73	1,029	1,029	0,652
2	20	35,461	2,366	3,395	2,15
3	42	74,467	4,315	7,71	4,884
4	52,375	92,863	7,852	15,562	9,858
5	56,401	100	14,601	30,163	19,108
6	60	106,382	9,341	39,504	25,025
7	62,947	111,607	10,854	50,358	31,901
8	80	141,842	4,952	55,309	35,038
9	108,095	191,655	14,099	69,409	43,969
10			30,591	100	63,349
Aucun niveau					
1	10	17,73	0,857	0,857	0,568
2	25	44,326	2,955	3,812	2,527
3	45,782	81,172	11,197	15,009	9,948
4	50	88,651	1,498	16,508	10,941
5	56,401	100	13,874	30,382	20,136
6	60	106,382	7,357	37,739	25,012
7	62,947	111,607	8,723	46,462	30,794
8	83,188	147,494	9,746	56,208	37,253
9	108,095	191,655	16,627	72,834	48,273
10			27,166	100	66,278
Primaire					
1	15	25	1,258	1,258	0,969
2	30	50	3,509	4,768	3,672

	Quantile	% of median	Share, %	L(p), %	GL(p)
3	45,782	76,303	5,989	10,757	8,284
4	56,401	94,001	11,36	22,116	17,033
5	60	100	6,52	28,636	22,055
6	62,947	104,912	8,089	36,726	28,285
7	80	133,333	5,995	42,721	32,902
8	97,07	161,784	9,895	52,616	40,523
9	121,782	202,97	16,019	68,636	52,861
10			31,364	100	77,016
Secondaire					
1	25	30,052	1,297	1,297	1,461
2	45,782	55,034	3,315	4,612	5,195
3	56,401	67,799	5,965	10,576	11,915
4	62,947	75,669	5,792	16,368	18,439
5	83,188	100	5,515	21,883	24,652
6	100,26	120,522	9,685	31,567	35,562
7	125	150,262	8,602	40,169	45,252
8	154,79	186,073	13,767	53,937	60,762
9	205	246,43	13,712	67,649	76,209
10			32,351	100	112,654
Supérieur					
1	62,947	35,97	2,015	2,015	4,251
2	100	57,143	4,274	6,289	13,267
3	150	85,714	8,33	14,619	30,838
4	154,79	88,452	7,812	22,431	47,317
5	175	100	4,58	27,011	56,978
6	200	114,286	11,365	38,377	80,952
7	222,222	126,984	7,462	45,839	96,693
8	260	148,571	11,618	57,457	121,202
9	350	200	14,384	71,841	151,544
10			28,159	100	210,942
Cadre Supérieur					
1	97,07	46,472	2,515	2,515	6,315
2	150	71,812	5,561	8,076	20,278
3	154,79	74,106	6,219	14,294	35,893
4	200	95,75	12,634	26,928	67,615
5	208,878	100	2,9	29,828	74,898
6	230	110,112	7,305	37,134	93,242
7	275	131,656	12,255	49,388	124,013
8	325	155,593	11,094	60,482	151,869
9	420	201,074	13,963	74,446	186,931
10			25,554	100	251,097
Cadre Moyen					
1	62,947	40,666	2,355	2,355	4,294
2	97,07	62,711	4,531	6,887	12,554
3	126,898	81,981	7,731	14,618	26,647
4	150	96,905	8,044	22,661	41,309
5	154,79	100	10,186	32,848	59,878
6	175	113,056	9,137	41,985	76,533
7	200	129,207	11,601	53,585	97,68
8	218,894	141,413	8,189	61,774	112,607
9	250	161,509	10,482	72,256	131,714
10			27,744	100	182,29
Ouvrier qualifié					
1	30	33,333	1,682	1,682	2,15
2	50	55,556	2,983	4,665	5,963
3	62,947	69,941	6,676	11,342	14,495
4	80	88,889	4,609	15,951	20,386
5	90	100	5,106	21,057	26,912
6	105,419	117,132	10,16	31,217	39,898
7	125	138,889	7,04	38,258	48,896
8	154,79	171,989	11,609	49,866	63,733
9	208,878	232,087	14,61	64,477	82,406
10			35,523	100	127,807
Ouvrier non qualifié					
1	20	33,333	2,05	2,05	1,593
2	30	50	3,018	5,068	3,939
3	45,782	76,303	6,03	11,098	8,627
4	56,401	94,001	6,52	17,617	13,695
5	60	100	6,938	24,556	19,088

Les études thématiques à partir des données de l'ERI-ESI
Cahier 4 : Inégalité de genre sur le marché du travail

	Quantile	% of median	Share, %	L(p), %	GL(p)
6	80	133,333	10,289	34,845	27,087
7	85,966	143,276	11,018	45,863	35,651
8	100,26	167,1	13,291	59,154	45,984
9	125	208,333	11,86	71,014	55,203
10			28,986	100	77,735
Stagiaire payé					
1	15	23,829	1,513	1,513	1,237
2	30	47,659	2,313	3,826	3,128
3	50	79,432	5,848	9,674	7,909
4	60	95,318	10,797	20,471	16,735
5	62,947	100	8,041	28,512	23,309
6	83,188	132,155	5,328	33,841	27,665
7	97,07	154,209	10,97	44,81	36,632
8	105,419	167,472	14,29	59,101	48,315
9	121,782	193,467	14,768	73,868	60,387
10			26,132	100	81,75
Travailleur pour compte propre					
1	20	33,333	1,232	1,232	1,192
2	45,782	76,303	6,704	7,936	7,675
3	52,375	87,292	2,29	10,227	9,891
4	56,401	94,001	8,684	18,911	18,29
5	60	100	3,081	21,992	21,27
6	62,947	104,912	7,103	29,095	28,14
7	83,188	138,646	8,228	37,323	36,097
8	100,26	167,1	9,331	46,654	45,122
9	125	208,333	9,484	56,137	54,294
10			43,863	100	96,716
Employeur					
1	10,417	18,469	0,908	0,908	0,603
2	25	44,326	2,933	3,841	2,549
3	45,782	81,172	10,706	14,547	9,652
4	52,375	92,863	3,303	17,85	11,844
5	56,401	100	13,774	31,624	20,983
6	60	106,382	7,315	38,938	25,836
7	62,947	111,607	9,332	48,27	32,028
8	80	141,842	5,374	53,644	35,594
9	108,095	191,655	18,136	71,78	47,627
10			28,22	100	66,351
Moins d'un an					
1	10	17,73	0,912	0,912	0,633
2	22,5	39,893	2,046	2,958	2,053
3	35	62,056	4,524	7,482	5,194
4	52,375	92,863	7,899	15,381	10,677
5	56,401	100	11,408	26,789	18,596
6	60	106,382	6,935	33,724	23,41
7	62,947	111,607	7,021	40,745	28,284
8	85,966	152,42	9,036	49,781	34,556
9	108,095	191,655	14,527	64,308	44,64
10			35,692	100	69,415
1-4 ans					
1	15	25	1,329	1,329	1,106
2	30	50	2,785	4,114	3,422
3	50	83,333	5,471	9,585	7,974
4	56,401	94,001	10,155	19,74	16,423
5	60	100	6,012	25,753	21,425
6	62,947	104,912	5,963	31,715	26,386
7	83,188	138,646	7,8	39,515	32,875
8	100,26	167,1	9,536	49,051	40,809
9	150	250	15,359	64,411	53,587
10			35,589	100	83,196
5-9 ans					
1	15	25	0,941	0,941	0,859
2	40	66,667	3,352	4,292	3,918
3	50	83,333	4,576	8,869	8,095
4	56,401	94,001	8,172	17,04	15,554
5	60	100	5,12	22,16	20,227
6	75	125	6,941	29,101	26,562
7	85,966	143,276	8,489	37,59	34,311
8	108,095	180,158	11,346	48,937	44,667

Les études thématiques à partir des données de l'ERI-ESI
Cahier 4 : Inégalité de genre sur le marché du travail

	Quantile	% of median	Share, %	L(p), %	GL(p)
9	164,021	273,368	14,177	63,114	57,607
10			36,886	100	91,275
10-19 ans					
1	16	26,667	0,977	0,977	0,879
2	45	75	3,293	4,27	3,841
3	45,782	76,303	5,413	9,683	8,71
4	56,401	94,001	8,926	18,609	16,739
5	60	100	4,045	22,654	20,377
6	63,725	106,209	6,07	28,724	25,837
7	85,966	143,276	8,836	37,56	33,785
8	108,095	180,158	12,125	49,685	44,691
9	175	291,667	15,136	64,82	58,306
10			35,18	100	89,95
20-29 ans					
1	16,667	29,55	1,106	1,106	1,001
2	41,667	73,876	3	4,107	3,715
3	45,782	81,172	8,13	12,236	11,069
4	56,401	100	8,862	21,098	19,085
6	62,947	111,607	9,088	30,185	27,306
7	83,188	147,494	5,517	35,703	32,297
8	108,095	191,655	12,791	48,494	43,868
9	166,667	295,505	12,916	61,41	55,553
10			38,59	100	90,462
30-39 ans					
1	15	26,595	0,949	0,949	0,728
2	45,782	81,172	18,166	19,115	14,669
5	56,401	100	7,879	26,995	20,716
6	62,947	111,607	11,189	38,183	29,303
7	80	141,842	2,743	40,927	31,408
8	100,26	177,763	10,21	51,137	39,243
9	141,667	251,179	15,132	66,268	50,855
10			33,732	100	76,742
40 ans et plus					
1	10	21,843	0,95	0,95	0,584
2	20	43,686	2,448	3,398	2,089
3	33,333	72,809	4,335	7,732	4,754
4	45,782	100	21,122	28,855	17,74
6	55	120,135	0,424	29,279	18,001
7	62,947	137,494	20,207	49,485	30,424
9	105,419	230,263	13,958	63,443	39,005
10			36,557	100	61,481
Administration publique					
1	53	34,24	1,985	1,985	3,274
2	85,966	55,537	4,629	6,614	10,909
3	125	80,754	6,933	13,547	22,344
4	150	96,905	10,928	24,475	40,368
5	154,79	100	10,925	35,4	58,388
6	175	113,056	8,158	43,558	71,844
7	200	129,207	13,026	56,585	93,329
8	218,894	141,413	9,75	66,335	109,411
9	260	167,969	12,613	78,948	130,215
10			21,052	100	164,938
Entreprise publique parapublique					
1	30	31,651	1,817	1,817	2,34
2	45	47,476	2,629	4,446	5,726
3	62,947	66,41	6,187	10,633	13,693
4	80	84,401	5,569	16,202	20,865
5	92,5	97,589	4,441	20,643	26,584
6	110	116,052	8,405	29,047	37,407
7	154,79	163,307	11,462	40,51	52,168
8	208,878	220,37	17,213	57,723	74,335
9	250	263,755	13,192	70,915	91,323
10			29,085	100	128,779
Entreprise privé non agricole					
1	15	25	1,341	1,341	1,062
2	30	50	2,865	4,206	3,331
3	52,375	87,292	5,904	10,11	8,008
4	56,401	94,001	11,059	21,169	16,768
5	60	100	6,662	27,831	22,045

Les études thématiques à partir des données de l'ERI-ESI
Cahier 4 : Inégalité de genre sur le marché du travail

	Quantile	% of median	Share, %	L(p), %	GL(p)
6	62,947	104,912	8,165	35,996	28,512
7	80	133,333	5,288	41,284	32,701
8	97,07	161,784	9,59	50,874	40,296
9	110	183,333	12,873	63,746	50,493
10			36,254	100	79,209
Exploitation agricole					
1	10,417	22,753	1,513	1,513	0,764
2	22,917	50,056	3,383	4,897	2,471
3	45,782	100	54,821	59,718	30,13
9	62,947	137,494	7,449	67,167	33,889
10			32,833	100	50,455
Entreprise associative					
1	30	34,098	1,818	1,818	2,155
2	45,782	52,035	2,875	4,693	5,562
3	62,947	71,545	6,733	11,425	13,543
4	85,966	97,707	10,52	21,945	26,012
6	100	113,658	9,946	31,891	37,802
7	125	142,073	10,341	42,232	50,059
8	154,79	175,932	9,898	52,129	61,791
9	236,252	268,521	15,502	67,631	80,166
10			32,369	100	118,534
Ménage					
1	10	35,013	3,627	3,627	1,333
2	15	52,52	6,864	10,491	3,856
4	20	70,026	3,674	14,165	5,207
5	28,561	100	17,305	31,47	11,568
7	35	122,546	6,098	37,568	13,809
8	50	175,066	14,956	52,523	19,307
9	75	262,599	13,49	66,013	24,265
10			33,987	100	36,759
15-24 ans					
1	10	17,73	1,023	1,023	0,655
2	20	35,461	2,659	3,682	2,358
3	35	62,056	4,333	8,015	5,133
4	50	88,651	7,398	15,413	9,871
5	56,401	100	11,243	26,656	17,071
6	60	106,382	7,084	33,741	21,607
7	62,947	111,607	9,663	43,404	27,795
8	83,188	147,494	11,888	55,292	35,409
9	105,419	186,91	13,916	69,208	44,32
10			30,792	100	64,039
25-34 ans					
1	15	25	0,999	0,999	0,875
2	35	58,333	2,996	3,995	3,499
3	50	83,333	6,263	10,258	8,984
4	56,401	94,001	8,176	18,434	16,144
5	60	100	5,08	23,514	20,593
6	65	108,333	5,405	28,919	25,327
7	85,966	143,276	9,563	38,482	33,702
8	108,095	180,158	13,194	51,676	45,257
9	154,79	257,984	13,908	65,584	57,438
10			34,416	100	87,579
35-64 ans					
1	15	25	0,999	0,999	0,906
2	40	66,667	3,085	4,084	3,702
3	45,782	76,303	5,047	9,131	8,277
4	56,401	94,001	9,835	18,965	17,192
5	60	100	4,556	23,521	21,322
6	62,947	104,912	5,762	29,283	26,545
7	85,966	143,276	7,637	36,92	33,468
8	108,095	180,158	11,891	48,811	44,247
9	175	291,667	14,836	63,646	57,695
10			36,354	100	90,65
65 ans et plus					
1	6	10,638	0,521	0,521	0,339
2	17,5	31,028	1,777	2,297	1,496
3	35,417	62,795	4,04	6,338	4,128
4	45,782	81,172	12,129	18,467	12,027
5	56,401	100	13,718	32,186	20,962

	Quantile	% of median	Share, %	L(p), %	GL(p)
7	60	106,382	6,771	38,956	25,371
8	63,725	112,987	8,882	47,838	31,155
9	100,26	177,763	12,925	60,763	39,573
10			39,237	100	65,127
Entreprise informelle					
1	15	25	1,172	1,172	0,994
2	30	50	2,513	3,685	3,125
3	45,782	76,303	6,03	9,715	8,238
4	56,401	94,001	10,273	19,988	16,95
5	60	100	5,08	25,068	21,258
6	62,947	104,912	6,055	31,123	26,393
7	83,188	138,646	7,522	38,645	32,771
8	105,419	175,698	10,621	49,266	41,778
9	154,79	257,984	15,749	65,015	55,134
10			34,985	100	84,801
Entreprise formelle					
1	56,401	52,177	3,919	3,919	13,527
3	62,947	58,233	1,765	5,684	19,619
4	70	64,758	1,262	6,946	23,974
5	108,095	100	3,031	9,976	34,434
6	150	138,767	3,678	13,654	47,13
7	250	231,278	7,841	21,496	74,195
8	300	277,534	8,411	29,907	103,227
9	875	809,473	14,486	44,393	153,227
10			55,607	100	345,163

Source : INSTAT, ERI-ESI 2017 et nos calculs



Bénin



Burkina Faso



Côte d'Ivoire



Guinée-Bissau



Mali



Togo