

# Effet du différentiel de revenus attendus sur le choix entre secteur formel *versus* informel au Cameroun

Claudia Nono Djomgang\*

L'objectif de cet article est de donner un éclairage sur ce qui peut influencer le choix entre un emploi dans le secteur formel *versus* informel, en se concentrant sur le différentiel de revenus attendus et en utilisant les données de l'enquête sur l'emploi et le secteur informel (EESI) réalisée par l'Institut national de la statistique du Cameroun en 2010. Les résultats des estimations – obtenus avec un modèle de sélection multinomiale – révèlent que ce différentiel a un effet sur le choix du secteur par les hommes alors qu'il ne joue pas significativement sur ce choix par les femmes, laissant penser que le modèle selon lequel l'homme est perçu comme principal pourvoyeur de ressources au sein du ménage, persiste au Cameroun. En outre, le nombre d'enfants ayant au plus 10 ans dans le ménage augmente la probabilité pour une femme de choisir l'informel tandis que cette variable n'a aucun impact dans l'échantillon masculin.

## Introduction

Le fonctionnement du marché du travail des pays en développement se distingue substantiellement de celui des économies développées. Il existerait plusieurs secteurs aux modes d'ajustement distincts. La représentation théorique la plus répandue consiste à appréhender le marché du travail comme une structure duale fondée sur une dichotomie entre un secteur formel assimilé au marché primaire et un secteur informel assimilable au marché secondaire (Lachaud, 1989). D'après l'approche duale des théories de la segmentation de Doeringer et Piore (1971), le marché primaire est composé d'emplois stables à haute rémunération et le marché secondaire regroupe les emplois nécessitant peu de qualifications, avec de faibles possibilités de promotion et associés à des rémunérations faibles. Cependant, des avancées plus récentes suggèrent que le modèle dual n'est plus aussi pertinent. En effet, selon Nordman *et al.* (2016), dans certains cas, le secteur informel apparaît plus rémunérateur ; la rémunération dépend fortement du statut dans l'emploi et de la position relative dans la distribution des revenus.

Le Cameroun n'échappe pas à cette réalité. En 2010, le secteur informel<sup>1</sup>, qui est le principal pourvoyeur

d'emploi, représente 90,5 % du marché du travail tandis que le secteur formel occupe le reste. L'analyse du type de contrat de travail des salariés révèle le caractère précaire des emplois informels. En effet, seulement 14 % des salariés de l'informel non agricole et 1,4 % des salariés de l'informel agricole ont un contrat (à durée déterminée ou à durée indéterminée) de travail, contre plus de 60 % dans le secteur formel. La précarité des emplois informels s'illustre aussi par la faible proportion de salariés disposant d'un bulletin de paie, soit 11,7 % dans le secteur informel non agricole et 0,6 % dans le secteur informel agricole contre plus de 67 % dans le secteur formel. De plus, le secteur informel (agricole et non agricole) enregistre les plus faibles niveaux de rémunération. Le revenu moyen mensuel varie de 13 800 FCFA, dans le secteur informel agricole, à 145 400 FCFA, dans l'administration publique. Ces statistiques (issues du rapport d'EESI, 2011) montrent que le marché du travail camerounais est segmenté en deux principaux blocs, le secteur formel et le secteur informel.

Étant donné que le degré de vulnérabilité économique et social est fortement corrélé au type d'emploi occupé, le choix occupationnel<sup>2</sup> revêt une importance indiscutable. De plus, le statut des individus sur le marché du travail semble jouer un rôle primordial sur le niveau de vie des ménages.

Dans la littérature économique, la décision de participer au marché du travail est conçue comme

<sup>1</sup> Selon l'Institut national de la statistique du Cameroun (2011), le secteur informel représente l'ensemble des unités de production ne possédant pas de numéro de contribuable et/ou ne tenant pas de comptabilité formelle. Cette définition est adoptée dans le cadre de cet article.

<sup>2</sup> Dans le cadre de notre étude, ce terme fait référence au choix entre le secteur formel et le secteur informel.

dépendant des goûts et de l'environnement économique et social de l'individu (Cahuc et Zylberberg, 2003). L'explication de cette décision est généralement donnée par la théorie néoclassique de l'offre de travail qui considère que chaque individu dispose d'une dotation limitée de temps qu'il choisit de répartir entre le travail salarié et le loisir. Sur la base du modèle d'arbitrage travail/loisir, la théorie économique aboutit à la conclusion que le salaire auquel un individu prétend constitue un élément important dans le choix du volume de travail offert.

En admettant l'hypothèse de dualité du marché du travail des théories de la segmentation, la littérature théorique semble témoigner de l'importance du différentiel de salaires attendus entre les secteurs du marché du travail sur le choix du secteur. En effet, la théorie du capital humain initiée par Becker (1964), stipule que les individus investissent dans leur éducation parce qu'ils espèrent des rendements futurs. Il est raisonnable de penser qu'une personne à la recherche d'un emploi choisira le segment du marché qui rémunère le mieux son capital humain (expérience, éducation, etc.). Cependant, les travaux empiriques s'intéressent à l'impact du revenu escompté de l'emploi dans un segment sur la décision d'offrir le travail dans ce segment. Ainsi Ater et El Aynaoui (1998) montrent que, au Maroc, l'offre de travail est une fonction croissante du revenu imputé<sup>3</sup> uniquement dans le segment des salariés protégés. Dans le segment des indépendants vulnérables et des salariés concurrentiels, l'offre de travail est plutôt une fonction décroissante du revenu imputé. De plus, Kolev (2000) analyse les déterminants de l'offre de travail informel en Russie. L'auteur conclut que l'offre de travail des hommes est une fonction positive du salaire informel alors que celui-ci n'a pas d'effet significatif sur l'offre de travail des femmes.

Toutefois, certaines théories montrent que des facteurs autres que le revenu sont plus pertinents pour cerner la participation des femmes au marché du travail et donc leur choix occupationnel. Il s'agit, entre autres, de la théorie des stratégies de survie<sup>4</sup> qui induit que la situation d'activité des femmes est liée aux contraintes de survie du ménage ; et des théories féministes (Silvera, 1996 ; Sofer, 1985) qui postulent que la situation d'activité des femmes n'est que le prolongement de la place qu'elles occupent dans la société.

<sup>3</sup> C'est le revenu escompté d'un emploi dans un segment donné du marché du travail.

<sup>4</sup> La théorie des stratégies de survie voit dans les comportements sociodémographiques des individus et des ménages pauvres ou en situation de précarité, un ensemble d'actions intentionnelles, rationnelles et coordonnées dont le but ultime est d'améliorer leurs conditions de vie. En démographie en particulier, cette théorie lie les comportements sociodémographiques (migration, fécondité, travail des femmes etc.) des pauvres à des finalités économiques.

La théorie des stratégies de survie appréhende l'offre de travail de chaque individu non pas comme une décision isolée prise en fonction de ses propres caractéristiques, mais comme dépendante de la stratégie d'un groupe : le ménage<sup>5</sup>. Selon Becker (1991) et Zerbo (2006), chaque ménage maximise son utilité en allouant le temps total disponible de chacun de ses membres entre le travail et la production domestique. Cette allocation tient compte de l'hétérogénéité des rôles des différents membres du ménage. Selon le sexe, l'homme chef de ménage se spécialise principalement dans la recherche des moyens de subsistance tandis que la femme consacre le plus clair de son temps aux activités domestiques, à la maternité et à l'entretien des enfants (Parsons et Bales, 1955 ; Gage-Brandon et Lloyd, 1993). Les enfants, quand ils sont jeunes, sont censés se consacrer à leurs études, alors que les membres extérieurs au noyau familial ont des rôles divers selon leur âge et la raison de leur présence dans le ménage. Cette répartition des rôles qui correspond à l'optimum beckerien est susceptible de varier en fonction des contraintes auxquelles le ménage fait face. En effet, pour que la théorie de la spécialisation des rôles soit économiquement optimale, le principal membre actif du ménage doit disposer d'un travail stable et doit pouvoir générer des revenus suffisants aux besoins du ménage. Quand des contraintes pèsent sur les ressources nécessaires à la survie du ménage, la spécialisation ne constitue plus une stratégie optimale et la mobilisation des autres membres du ménage, en particulier des femmes, s'avère incontournable. À cet effet, la théorie des stratégies de survie met le niveau de vie du ménage, les revenus hors salaires, la présence d'autres personnes<sup>6</sup> ayant un revenu dans le ménage, etc., au cœur du processus de la décision de participation. Les travaux de Gakou et Kuépié (2009) valident l'hypothèse de stratégie de survie, les femmes maliennes appartenant aux ménages les plus pauvres s'insérant plus fréquemment que celles des ménages les plus aisés sur le marché du travail. Toutefois, les auteurs ne s'intéressent pas au choix occupationnel.

Les théories féministes posent la domination masculine comme postulat historique. Les économistes féministes (Silvera, 1996 ; Sofer, 1985) affirment que la position de la femme sur le marché du travail n'est que le reflet de sa subordination dans la société, position historiquement et culturellement construite. Les conséquences de cette subordination font que la femme dispose de moins de temps pour participer au marché du travail (Sacks, 1979). Les théories féministes mettent donc en avant la présence et le nombre de jeunes enfants, la taille du ménage, le statut matrimonial, etc., comme déterminants

<sup>5</sup> Le ménage peut se définir comme un ensemble d'individus apparentés ou non vivant sous le même toit, reconnaissant l'autorité d'une personne comme chef de ménage et prenant, le plus souvent, leurs repas ensemble.

<sup>6</sup> Personnes autres que les parents.

principaux de la décision de participation des femmes au marché du travail et, par suite, du choix occupationnel. Si, pour la théorie des stratégies de survie, ce sont les contraintes du ménage qui justifient la participation des femmes au marché du travail, c'est l'ampleur des tâches domestiques pour les théories féministes. Dans cet ordre d'idée, Pradhan et Soest (1995), par exemple, montrent que la présence des jeunes enfants dans un ménage réduit significativement la probabilité qu'une femme travaille dans le secteur formel.

Si ces différents éléments permettent de faire apparaître certains facteurs qui peuvent influencer le choix d'un secteur d'activité, ils ne renseignent pas suffisamment sur le rôle du différentiel de revenus entre secteurs formel et informel, ni sur le contexte camerounais – qui a la particularité d'avoir subi plusieurs mutations depuis la crise économique des années 80. Aussi la présente étude a pour objectif d'analyser le rôle du différentiel de revenus attendus entre secteurs formel et informel sur le choix du secteur d'activité au Cameroun.

Un modèle de sélection multinomiale est estimé à partir des données de la deuxième enquête sur l'emploi et le secteur informel (EESI-2), réalisée par l'Institut national de la statistique du Cameroun (INS Cameroun, 2010).

Les résultats des estimations révèlent que le différentiel de salaires attendus entre les secteurs formel et informel influe sur le choix du secteur d'activité par les hommes alors qu'il ne joue pas significativement sur le choix des femmes. En outre, le nombre d'enfants ayant au plus 10 ans dans le ménage augmente la probabilité pour une femme de choisir l'informel tandis que cette variable n'a aucun impact dans l'échantillon masculin.

Dans la suite de cet article, nous présentons d'abord la méthodologie et l'analyse statistique, puis les résultats de nos différentes analyses – que nous commentons – avant de conclure.

## Méthodologie et analyse statistique

Cette section a pour objectif, d'une part, de présenter le modèle utilisé pour réaliser cette étude et, d'autre part, de faire une analyse statistique des données qui seront utilisées.

### Présentation du modèle de sélection multinomiale

Le modèle de sélection multinomiale mis en place dans cette étude comporte trois étapes. En faisant l'hypothèse que les alternatives « chômeur », « informel » et « formel » sont indépendantes, la première étape estime un modèle logit multinomial<sup>7</sup> de

<sup>7</sup> Le logit multinomial prend en compte les catégories chômeur, formel et informel. La catégorie chômeur en

participation au marché du travail. Cette étape est justifiée par le fait que le secteur d'emploi et le revenu sont uniquement observés pour les individus ayant un emploi, posant un potentiel problème de biais de sélection de l'échantillon. À partir de cette estimation, les inverses des ratios de Mills sont calculés et introduits comme variables explicatives dans les équations de gains de la deuxième étape. Ces équations de gains permettent de calculer le différentiel de revenus attendus entre le secteur formel et le secteur informel<sup>8</sup>. Dans la troisième étape, ce différentiel est introduit comme variable explicative dans l'équation logit binaire du choix du secteur d'emploi.

### Première étape : modèle logit multinomial

Le modèle logit multinomial est utilisé pour générer les termes de correction du biais de sélection ( $\lambda_{ij}$ ) à partir des probabilités prédites que l'individu  $i$  soit dans le secteur  $j$  ( $j$  allant de 0 à 2 avec : (0) chômeur, (1) formel, (2) informel). Les formes généralisées des inverses des ratios de Mills seront ensuite introduites dans l'équation des salaires pour chaque secteur  $j$  afin d'obtenir des estimateurs cohérents. La méthode de correction de Lee (1983) est critiquée parce qu'elle est fondée sur des restrictions fortes concernant la distribution jointe des termes d'erreur dans les équations d'intérêt (Dahl, 2002). Cependant, les autres méthodes que nous avons testées, comme celles de Dubin et McFadden ou de Dahl, n'ont pas semblé plus efficaces. Nous avons donc choisi la méthode de correction de Lee<sup>9</sup> qui présente l'avantage de proposer une interprétation plus simple des termes d'erreurs.

### Deuxième étape : équations de gains (revenus) corrigées du biais de sélection

Considérons l'équation de revenus définie comme suit :

$$\text{Log}Y_{ik} = \beta_i X_i + \mu$$

Où  $\text{Log}Y_{ik}$  est le logarithme du revenu mensuel de l'individu  $i$  dans le secteur  $k$  du marché du travail ;  $X_i$  est le vecteur des caractéristiques de l'individu et de son emploi qui influencent son salaire ; les  $\beta$  sont des vecteurs à estimer et  $\mu$  le terme d'erreur.

*réalité ne représente pas un segment de marché, nous avons tenu compte de cette alternative parce qu'elle peut être placée au même niveau que les deux autres alternatives. Par ailleurs, le modèle logit multinomial dispose de la propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA). Cette propriété suppose que la chance que l'alternative  $i$  soit choisie plutôt que  $j$  est indépendante des caractéristiques des autres alternatives.*

<sup>8</sup> C'est la différence entre le salaire qu'un individu devrait gagner d'une activité formelle moins ce qu'il devrait gagner d'une activité informelle compte tenu de ses caractéristiques. Cette variable est générée en effectuant des prédictions à partir des équations de salaires estimés.

<sup>9</sup> La commande stata utilisée à cet effet est *semllog*.

Afin d'analyser la particularité des modes de détermination des revenus de l'emploi en fonction des secteurs d'activité, la seconde étape consiste alors à estimer au sein des secteurs formel et informel du marché du travail, par la méthode des moindres carrés ordinaires, les équations de revenus corrigées du biais de sélection.

$$\text{Log}Y_{ik} = \beta_i X_i + \gamma_i \lambda_i + \mu$$

### Troisième étape : modèle logit binaire

Enfin, l'équation structurelle de participation à la force de travail est estimée à l'aide d'un modèle logit binaire, car ce qui nous intéresse, c'est la probabilité qu'un individu choisisse un segment informel du marché plutôt que le segment formel<sup>10</sup>. Cette équation est spécifiée par l'adjonction aux variables indépendantes de l'équation réduite, la variable « différence de revenus attendus » entre formel et informel générée à partir des équations de salaires et d'autres variables. La forme réduite de cette équation est la suivante.

$$\text{Prob}(Y_i = k) = \frac{e^{\beta'_j z_i}}{\sum_h e^{\beta'_h z_i}} \text{ pour } k = 0, 1; \beta_0 = 0 \text{ (normalisation)}$$

Ici, l'individu  $i$  doit choisir entre deux alternatives ( $k=0,1$ ) suivantes : (0) formel, (1) informel.

### Analyse statistique

Dans cette sous-section, nous proposons une analyse descriptive des données.

#### Données

La quasi-totalité des données de notre étude sont issues de la deuxième enquête sur l'emploi et le secteur informel réalisée au Cameroun sur l'ensemble de son territoire national en 2010 (EESI-2). Seuls les taux de chômage au niveau régional introduits dans les équations de participation au marché du travail formel sont calculés à partir des données de la première enquête sur l'emploi et le secteur informel réalisée par l'INS en 2005 (EESI-1) et de la troisième enquête camerounaise sur les ménages (ECAM-3).

La deuxième enquête sur l'emploi et le secteur informel a été menée en deux phases, avec pour objectif d'évaluer « la situation de l'emploi » (phase 1) et les « activités économiques des ménages dans le secteur informel » (phase 2). L'unité des enquêtes est le ménage ordinaire et ses différents membres résidant dans le champ de l'enquête. Le formulaire ménage permet de recenser tous les membres d'un ménage et ses caractéristiques sociodémographiques (migration et cadre de vie); et le formulaire individuel est destiné à tous les membres du ménage âgés de 10 ans et plus. Ce deuxième formulaire

permet de recueillir des informations sur leur offre de travail, leurs conditions d'activité et le mode d'insertion des individus sur le marché du travail. Pour les besoins de l'analyse, nous avons enlevé de notre base les élèves et tous ceux n'ayant pas donné d'informations sur la durée de leurs études.

Pour cette étude, nous avons trois variables dépendantes. Premièrement, dans l'équation structurelle (logit multinomial), la variable dépendante est la probabilité de choisir entre les trois alternatives suivantes : chômeur, secteur formel, secteur informel. Deuxièmement, dans les équations de revenus, la variable dépendante est le logarithme du revenu de l'emploi<sup>11</sup>. Enfin, dans l'équation réduite, la variable dépendante est la probabilité de choisir entre les deux alternatives suivantes : secteur formel, secteur informel.

Les équations de salaires prennent en compte des éléments relatifs au capital humain (expérience, expérience au carré, durée des études, durée des études au carré), au diplôme, et une variable de demande (la taille de l'entreprise) qui peut être considérée comme une approximation du niveau du capital de l'entreprise. La théorie du capital humain prédit principalement que l'éducation est à l'origine d'une accumulation de compétences permettant d'accroître les salaires. Faute d'informations dans la base de données d'EESI-2, l'expérience a été approchée par l'âge. Selon Mincer (1974), le profil des gains augmente à un taux décroissant avec l'expérience. Un signe positif associé à l'expérience suivi d'un signe négatif associé à l'âge au carré est donc attendu. L'introduction du diplôme est justifiée par la théorie du signal. En effet pour Spence (1973), les capacités productives sont signalées via le diplôme qui révèle les aptitudes d'un individu mais n'augmente pas sa productivité. De plus, l'importance du diplôme en regard des salaires est confirmée par exemple par Jaeger et Page (1996), qui estiment que l'obtention d'un diplôme a un impact significatif et positif sur les salaires horaires aux États-Unis. Enfin, les termes de correction du biais de sélectivité de l'échantillon (ratios de Mills inversés), calculés à partir du logit multinomial sont inclus.

Les équations de participation au marché du travail (modèle logit multinomial et logit binaire), estimées selon le genre, prennent en compte des variables de diverses natures influençant la décision d'offre de travail sur le segment informel du marché plutôt que sur le segment formel. Ces variables concernent

<sup>11</sup> Dans le secteur formel, la majorité des travailleurs sont des salariés, ceux-ci bénéficient donc d'un salaire comme rémunération et le reste de travailleurs qui sont des indépendants bénéficient d'un revenu. L'informel quant à lui est majoritairement formé de travailleurs indépendants qui ont pour rémunération le revenu et le reste (les salariés) a un salaire. Cependant, par souci de concision le terme revenu est utilisé pour désigner les rémunérations dans chacun des secteurs.

<sup>10</sup> Dans la suite de l'article les termes « segment » et « secteur » sont indifféremment employés.

essentiellement les caractéristiques sociodémographiques de l'individu et les conditions du marché du travail. Dans le cadre de notre travail, les variables spécifiques aux caractéristiques sociodémographiques des individus sont : l'âge, l'âge au carré, la durée des études, la durée des études au carré, la taille du ménage, la taille du ménage au carré, le nombre d'enfants dans un ménage, le nombre d'unités de production individuelle que possède un ménage, la religion, le milieu de résidence de l'individu, le statut d'immigration de l'individu, l'utilisation des « canaux informels »<sup>12</sup>. Quant aux variables spécifiques aux conditions du marché, elles sont relatives à la durée au chômage, aux taux de chômage par région et à la différence de revenus formel / informel escomptée. Le différentiel de revenus attendus entre les secteurs formel et informel n'est observé que pour les individus ayant un emploi<sup>13</sup>.

### Analyse descriptive

L'objectif de cette sous-section est de donner un aperçu des caractéristiques des individus de l'échantillon dans chacun des secteurs. Ensuite, une distinction selon le genre des individus sera faite, mais seulement pour les variables « durée des études » et « revenu ». Ainsi, la présentation du profil des travailleurs par secteur sans distinction de genre précède la présentation du profil des travailleurs par secteur selon le genre.

#### a. Profil des travailleurs par secteur

Les tableaux A.1 et A.2 de l'annexe montrent que, en moyenne, les travailleurs du secteur formel sont plus âgés (38 ans) que ceux du secteur informel (34 ans). On note également, qu'en moyenne, les individus du segment formel ont eu moins souvent recours aux « canaux informels » pour trouver leur emploi que ceux du secteur informel. Il en est de même pour le temps passé au chômage avant l'obtention de l'emploi occupé par les individus au moment de l'enquête, la taille du ménage et le nombre de personnes de 10 ans au plus dans le ménage sont relativement identiques pour les individus dans les deux secteurs (les moyennes sont : 5 individus par ménage, 1 an passé au chômage, une personne de 10 ans au plus dans un ménage). Par ailleurs, les individus du secteur formel sont largement plus instruits que ceux du secteur informel. En effet, les travailleurs de l'informel ont en moyenne sept ans d'études contre douze ans pour ceux du segment formel. En moyenne, il y a plus d'unités de production individuelles au sein des ménages auquel appartiennent les travailleurs de l'informel que

<sup>12</sup> Les canaux informels font référence aux intermédiaires privés comme les amis, les parents et autres relations privées (Barber et al., 1994). La littérature suggère que l'utilisation des canaux informels joue un rôle important dans la recherche d'emploi et dans l'avancement de carrière (Putnam, 2000), d'où le choix de cette variable.

<sup>13</sup> En annexe se trouve la liste des variables mobilisées avec leurs définitions exactes.

dans ceux auquel appartiennent les travailleurs du formel.

#### b. Profil des travailleurs par secteur selon le genre

##### Durée des études<sup>14</sup>

Le tableau 1 montre que, en moyenne, les femmes du secteur formel ont passé deux fois plus d'années à l'école (12 ans) que celles du secteur informel (6 ans). Dans l'échantillon masculin, la tendance se rapproche de celle de l'échantillon féminin. Les hommes de l'informel ont passé en moyenne sept ans à l'école contre 11 ans pour les hommes du formel. Par ailleurs dans le secteur informel, les hommes ont passé plus de temps (7 ans) à l'école que les femmes (6 ans). Cependant dans le segment formel du marché, les femmes ont été en moyenne plus longtemps à l'école (12 ans) que les hommes (11 ans).

##### Revenu mensuel de l'activité principale

Au regard du tableau 2, on remarque que les individus du secteur formel ont, en moyenne, un revenu mensuel largement plus élevé que ceux du secteur informel. Le revenu mensuel moyen dans le secteur formel comparé au secteur informel est plus du triple pour les hommes (149 000 FCFA contre 44 000 FCFA), et plus du quintuple pour les femmes (122 000 FCFA contre 22 000 FCFA). Quel que soit le secteur, les hommes ont un revenu mensuel moyen plus élevé que les femmes.

---

## Résultats

---

Comme Kolev (2000) et El Aynaoui et Ater (1998), un modèle de sélection est utilisé dans le but d'analyser le rôle du différentiel de revenus entre secteur formel et secteur informel dans le choix du secteur. Nous procédons en différentes étapes. Les estimations du modèle logit multinomial et du modèle logit binaire sont présentées respectivement dans le tableau A.2 (en annexe II) et le tableau 4. Le modèle logit multinomial constitue l'équation de sélection qui donne lieu aux ratios de Mills inversés. Ce terme de sélection est inclus dans les équations de revenus (des hommes et des femmes) provenant du travail dans le segment formel et informel pour contrôler l'éventuel biais de sélection. Ces équations de revenus nous permettent de prédire la différence de revenus à laquelle fait face un individu s'il travaille dans le segment formel plutôt que dans l'informel. À l'aide de cette différence de salaires attendus, nous estimons le modèle logit binaire. Nous allons donc interpréter les équations de gains avant d'interpréter l'équation structurelle du choix du secteur proprement dit.

<sup>14</sup> Précisons que 6/7 ans d'étude et 11/12 ans correspondent pour les premiers aux personnes qui sont allées jusqu'au primaire et les seconds, aux personnes qui sont allées jusqu'au niveau secondaire.

Tableau 1

**Durée moyenne des études par secteur et par sexe**

	Formel		Informel	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Durée moyenne des études (années)	11,9	12,4	7,5	7,0
Nombre d'observations	1 215	489	5 481	4 777
<b>% selon le niveau d'instruction</b>				
Non scolarisé	2	1	16	25
Primaire	1	6	40	38
Secondaire	48	51	40	35
Supérieur	37	42	5	2
Nombre d'observations	1 240	495	6 535	6 352

Source : calculs de l'auteur à partir des données de l'enquête EESI-2.

Tableau 2

**Revenu moyen mensuel de l'activité principale par secteur et par sexe (en FCFA)**

	Formel		Informel	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Revenu mensuel de l'activité principale	149 000	122 000	44 000	22 000
Nombre d'observations	1 240	495	6 535	6 352

Source : calculs de l'auteur à partir des données de l'enquête EESI-2.

**Résultats et interprétations des équations de gains**

Afin d'obtenir une estimation des équations de gains (pour les hommes et les femmes) provenant du travail dans les différents segments corrigés de tout biais de sélection, nous estimons simultanément une équation de participation au marché du travail sous forme réduite (logit multinomial). Les estimations sont conduites séparément pour les hommes et les femmes. Notre objectif final est cependant d'estimer un modèle structurel dans lequel la différence de revenus attendus entre les secteurs formel et informel est introduite comme variable explicative du choix du secteur. Nous présenterons donc les résultats de l'estimation logistique multinomiale de l'équation réduite en annexe (tableau A.2, annexe II).

Nous estimons des équations de Mincer (1974) où le revenu mensuel sous forme logarithmique est la variable dépendante. Le tableau 3 présente les résultats des estimations des fonctions de gains corrigées du biais de sélection. Les tests de Fischer (F) pour chaque sexe montrent que les coefficients pris en groupe sont significativement différents de zéro au seuil de 1 %. La puissance explicative des modèles va en décroissant de l'emploi formel à l'emploi informel, le R<sup>2</sup> ajusté tombant en moyenne de 0,35 à 0,086 pour les hommes et de 0,40 à 0,092 pour les femmes. Cette hiérarchie cadre avec les prévisions du modèle de

capital humain standard, qui rend mieux compte de l'hétérogénéité des rémunérations dans le secteur formel, là où les salaires peuvent être fondés sur une grille prédéterminée qui tient explicitement compte de ces critères (éducation, expérience). Dans le secteur informel, outre la probabilité d'erreurs de mesure plus importantes, d'autres facteurs qui ne sont pas intégrés à notre équation comme le niveau de capital physique des travailleurs indépendants exercent aussi probablement un impact significatif sur la rémunération (Kuépié *et al.*, 2009 ; Kuépié et Nordman, 2016).

Les résultats des estimations révèlent que contrairement à la durée des études et à l'exception de maîtrise/doctorat et du CEP chez les femmes du secteur formel, les diplômés ont un impact significatif sur le revenu du travail formel ; dans l'informel, seuls les coefficients associés au BEPC et au probatoire pour les hommes, au CEP et au probatoire pour les femmes sont statistiquement différents de zéro. Les coefficients associés aux diplômés sont significativement positifs, traduisant le fait que comparativement à l'absence de diplôme, la possession d'un diplôme donne lieu à une prime de revenu. Ce résultat est conforme à la théorie du signal (Spence, 1973), qui souligne que les employeurs (n'ayant pas la même information que les offreurs sur le marché du travail en raison des asymétries d'informations) utilisent les diplômés pour avoir une idée de la productivité des

travailleurs et donc pour leur offrir une rémunération donnée. Il est possible que les coefficients associés à la durée dans les études ne soient pas significatifs car celle-ci est très corrélée avec les diplômes dans le cas

du Cameroun. En effet, l'analyse de la corrélation entre la durée dans les études et les diplômes montre qu'elle est forte et significative à 1 % entre ces deux variables (voir tableau A.3 en annexe II).

Tableau 3

**Équations de gains des hommes et des femmes avec correction du biais de sélection**

	FORMEL		INFORMEL	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Âge	0,0422 (2,37)**	0,4687 (3,01)***	0,0710 (7,63)***	0,0830 (7,26)***
Âge au carré	-0,0003 (1,53)	-0,0003 (1,72)*	-0,0008 (7,17)***	-0,0009 (6,16)**
Durée des études	-0,0244 (0,7)	-0,2706 (1,27)	-0,0319 (0,75)	0,0201 (0,43)
Durée des études au carré	-0,0002 (0,51)	0,0091 (0,91)	-0,0007 (0,21)	-0,0015 (0,39)
Sans diplôme	référence			
CEP	0,3865 (3,18)***	0,1035 (0,41)	0,1091 (1,58)	0,1306 (1,71)*
BEPC	0,5073 (2,96)***	0,6553 (1,91)*	0,2476 (2,07)**	0,1384 (1,04)
Probatoire	0,5801 (2,59)***	0,9264 (2,25)**	0,3630 (1,88)*	0,3958 (1,73)*
BAC	0,4224 (1,76)*	1,0389 (2,35)**	0,2416 (1,07)	0,2500 (0,96)
BTS/DEUG	0,7970 (2,72)***	1,1233 (1,96)**	0,2343 (0,63)	0,6207 (1,42)
Licence	0,9618 (3,10)***	1,1123 (1,77)*	0,6363 (1,55)	0,4687 (1,02)
Maîtrise/Doctorat	1,1436 (3,33)***	1,1147 (1,47)	0,4666 (0,89)**	0,4570 (0,74)
Taille de l'entreprise	0,0069 (1,91)*	0,0063 (1,15)	-0,0007 (0,15)	0,0730 (4,47)***
Ratio de Mills inversé ( $\lambda$ )	0,3498 (5,30)***	0,4297 (5,15)***	0,0225 (0,28)	-0,1189 (1,43)
Constante	3,555 (7,76)***	4,6210 (4,41)***	2,1713 (10,36)***	1,3782 (5,47)***
$R^2$	0.3710	0.4333	0.0932	0.1010
$R^2$ ajusté	0.3583	0.4038	0.0866	0.0925
F	29.26	14.70	14.14	11.94
Prob> F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
N	659	264	1802	1396

Note : la variable dépendante est le log du revenu mensuel. Les t de Student sont indiqués entre parenthèses. \*\*\*, \*\* et \* représentent respectivement des résultats significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.

Source : calculs de l'auteur à partir des données d'EESI-2.

En outre, les estimations montrent que quel que soit le sexe, le secteur formel est celui dans lequel les rendements marginaux du diplôme sont les plus élevés. Sa forte rentabilité tranche avec sa faible capacité à intégrer les individus ayant fait de longues études. En effet, il est ressorti précédemment des analyses sur l'orientation sectorielle qu'avoir un niveau d'étude élevé n'ouvrirait pas les portes du privé formel (Kuépié *et al.*, 2009). Par contre, quand les individus arrivent malgré tout à y accéder, le capital humain y prend toute son importance. De plus, le rendement du diplôme est plus élevé chez les femmes que chez les hommes. En effet, les coefficients significatifs associés aux diplômes<sup>15</sup> sont positifs et plus élevés chez les femmes. Ce résultat corrobore celui de Schultz (2002) qui analyse les écarts de rendements de l'éducation entre hommes et femmes dans les pays en développement et en conclut que les estimations ont tendance à être à l'avantage des femmes.

L'observation des résultats révèle que le coefficient de l'expérience possède le signe attendu. Ainsi, le coefficient de l'expérience est significatif et positif pour les deux sexes et dans les deux secteurs, indiquant que le revenu augmente avec l'expérience quels que soient le secteur et le sexe. Ce résultat est conforme à la théorie du capital humain. De plus, il confirme celui de Kabubo (2003). Cependant, le rendement de l'expérience est plus important chez les femmes que chez les hommes. En outre, le coefficient significatif et négatif associé à l'âge au carré, indique que la pente de la courbe expérience-gain est décroissante avec le nombre d'années, c'est-à-dire que l'impact positif de l'ancienneté diminue avec l'avancement de l'âge. La rémunération entretient donc une relation non linéaire avec l'expérience, avec un profil convexe. Ce résultat est conforme à celui de Nordman et Wolff (2009 et 2012). On note néanmoins que l'impact de l'âge sur le revenu est négligeable et que l'expérience n'a pas d'impact sur le revenu des hommes du secteur formel.

L'unique variable de demande (taille de l'entreprise) introduite dans ces équations n'est pas significative pour les femmes du secteur formel et pour les hommes de l'informel. En effet, le fait d'occuper un emploi dans une entreprise ayant peu ou beaucoup d'employés n'influence pas les gains des femmes exerçant dans le segment formel ni les gains des hommes exerçant dans le secteur informel du marché du travail.

Enfin, le coefficient du terme de correction du biais de sélectivité de l'échantillon ( $\lambda$ ) soulève des spécificités selon le secteur d'emploi. Ce coefficient n'est pas significatif dans le segment informel du marché. On peut alors avancer qu'il n'existe pas de biais d'auto-

sélection associé à l'échantillon des individus exerçant dans l'informel, ceci même si le processus de participation des individus n'est pas aléatoire. La probabilité qu'un individu de sexe masculin ou féminin appartienne au segment informel n'est pas corrélée avec le terme d'erreur de la fonction de gains ; autrement dit, le mécanisme d'allocation des travailleurs dans ce secteur n'affecte pas les revenus<sup>16</sup>. En outre, alors que le terme de correction du biais de sélectivité n'est pas significatif dans l'informel, il est positivement significatif pour les individus du secteur formel. Par conséquent, la probabilité qu'un individu appartienne au secteur formel est corrélée avec le terme d'erreur de la fonction de gains. Ainsi, le mécanisme d'allocation des travailleurs dans le secteur formel affecte les salaires.

## Résultats et interprétations du logit binaire

Rappelons que le logit multinomial a été utilisé pour estimer les ratios de Mills inversés inclus dans les équations de gains afin de contrôler le biais de sélection. L'estimation des équations de gains nous permet de prévoir la différence de revenus formel/informel pour l'ensemble des individus que nous incluons comme variable explicative au côté des variables explicatives du modèle sous forme réduite. Nous y ajoutons aussi les variables telles que le « taux de chômage de l'année 2007 » et le « statut en migration ». Ces variables sont destinées à expliquer le choix du secteur d'emploi. Pour faciliter l'interprétation des coefficients, nous avons reporté à la place de ces derniers les probabilités marginales associées à chaque variable explicative, calculées à la valeur moyenne de l'ensemble des variables.

Le tableau suivant (tableau 4) affiche les résultats de l'estimation de l'équation structurelle du choix du secteur selon le genre. On observe que les coefficients pris en groupe pour le modèle des hommes et celui des femmes sont significativement différents de zéro au seuil de 1 % (test du rapport de vraisemblance  $\chi^2$ ).

Les résultats montrent que dans l'échantillon masculin la variable relative au différentiel de salaires attendus entre les secteurs formel et informel est significativement et négativement corrélée avec la probabilité de choisir le secteur informel. Quand l'écart entre le salaire du formel et celui de l'informel est positif, la probabilité de choisir l'informel diminue ; cette probabilité augmente lorsque cet écart est négatif. En effet si la différence de salaires entre les secteurs formel et informel augmente d'une unité, la probabilité pour un homme de choisir l'informel diminue de 25 %. Cependant, dans l'échantillon féminin, la réalité est tout autre : la différence de salaires formel/informel n'a aucun impact sur la décision d'offre de travail dans un segment du marché.

<sup>15</sup> Ils sont une approximation du pourcentage de variation du revenu. À mesure que le coefficient de la variable muette est grand, la prime associée au diplôme est grande.

<sup>16</sup> Il faut noter qu'il est probable que cette sélection ne soit pas bien contrôlée.



Cela laisse penser que le modèle de l'homme, perçu comme principal contributeur du revenu du ménage, persiste au Cameroun. Implicitement, pour les femmes, il y aurait plus important que le revenu dans la décision d'offre de travail dans l'informel plutôt que dans le formel.

Tableau 4

**Estimations logit binaire des équations structurelles pour les hommes et pour les femmes**

	INFORMEL	
	HOMME	FEMME
Différentiel de revenus attendus entre formel et informel	-0,2548 (4,68)***	-0,0002 (0,05)
Âge	-0,0172 (6,41)***	-0,002 (2,19)**
Âge au carré	0,0002 (5,81)***	0,00001 (1,54)
Durée au chômage	-0,0007 (0,83)	0,0003 (1,46)
Canal informel	0,5098 (16,52)***	0,2134 (5,60)***
Milieu rural	référence	-
Milieu urbain	-0,0472 (3,88)***	-0,0093 (2,15)**
Taille du ménage	-0,0219 (4,72)***	-0,0034 (2,11)**
Taille du ménage au carré	0,0008 (2,69)***	0,00009 (0,97)
Nombre d'individus de 10 ans au plus dans le ménage	0,0094 (1,54)	0,0023 (1,95)*
Durée des études	-0,0284 (15,45)***	-0,0159 (7,25)***
Durée des études au carré	0,0002 (9,36)***	0,0004 (3,57)***
Musulman (ré. Autres religions)	-0,0292 (1,75)*	-0,0133 (1,29)
Nombre d'unité de production individuelle au sein du ménage	0,8573 (12,79)***	0,2409 (7,07)***
Taux chômage en 2005	0,5609 (3,40)***	-0,0331 (0,66)
Taux chômage en 2007	-1,4628 (6,10)***	-0,1436 (1,76)*
Migrant	-0,0248 (2,47)**	-0,0031 (1,11)
Observations	5505	4387
Log vraisemblance	-1833.3346	-714.06161
LR chi2	2028.75	1555.03
Prob> chi2	0,0000	0,000

Note : la variable dépendante est la probabilité qui prend la valeur 0 pour le secteur formel et 1 pour l'informel. Dans ce tableau sont consignés les effets marginaux. Les t de Student sont indiqués entre parenthèses. \*\*\*, \*\* et \* représentent respectivement des résultats significatifs à 1 %, 5 % et 10 %.

Source : calculs de l'auteur à partir des données d'EESI-2.

En effet, le coefficient de la variable « nombre de personnes de 10 ans au plus » dans le ménage est significatif et positif dans l'échantillon féminin, induisant qu'à partir d'un certain nombre d'enfants les femmes sont incitées à travailler dans l'informel plutôt que dans le formel. Par contre, cette variable n'affecte

pas le choix occupationnel dans l'échantillon masculin.

On observe que le nombre d'unités individuelles de production dans un ménage est positivement et significativement corrélé à la probabilité de choisir le secteur informel. On note également que cette

corrélation est plus grande chez les hommes (soit 0,85 pour les hommes contre 0,24 pour les femmes).

Les indicateurs du capital humain, à savoir l'âge – qui est un proxy de l'expérience – et la durée des études réduisent la probabilité de choisir le segment informel du marché du travail. En effet, l'accumulation du capital humain par un individu diminue la chance qu'il opte pour une activité informelle. Ce résultat confirme celui de Hammouda et Lassassi (2011). Une année additionnelle d'études diminue la probabilité de choisir une activité informelle de 2,89 % et 1,59 % respectivement pour les hommes et les femmes. On note cependant que la diminution de la probabilité de choisir l'informel se fait à un taux croissant avec la durée des études (signe positif associé à la durée des études au carré). L'impact négatif de l'expérience et de la durée des études sur le choix du secteur informel est conforme à la théorie du capital humain. Les individus choisissent le secteur qui valorise le plus leur niveau d'éducation, or le secteur informel rémunère moins que le secteur formel, d'où le lien négatif entre les indicateurs du capital humain et la probabilité de choisir l'informel.

On observe que la variable « canal informel » (cf. annexe pour une définition exacte de cette variable) est corrélée positivement avec la probabilité de choisir le secteur informel tant pour les hommes que pour les femmes. L'utilisation des canaux informels pour avoir l'information sur les emplois disponibles ou pour l'obtention d'un emploi augmente la chance qu'un individu décide d'offrir le travail sur le segment informel du marché du travail plutôt que sur le segment formel. Ce résultat peut être justifié par la quasi absence de réglementations dans l'informel qui rend ainsi difficile l'accès à l'information sur les emplois disponibles d'où le recours aux sources informelles pour y accéder. De plus, le fait que le secteur formel soit plus réglementé que l'informel réduit l'effet que pourrait avoir le canal informel.

L'analyse des coefficients de la variable « milieu de résidence » révèle que la probabilité de choisir une activité informelle plutôt qu'une activité formelle est plus faible pour les individus résidant en milieu urbain que pour ceux résidant en milieu rural. Résider en milieu urbain baisse de 0,93 % pour les femmes contre 4,72 % pour les hommes la probabilité de choisir le secteur informel. Ce résultat peut refléter le fait que l'essentiel des emplois formels sont en ville et non en milieu rural. En outre, le coefficient plus faible du milieu urbain sur la probabilité de choisir l'informel dans l'échantillon féminin relativement à celui des hommes serait dû au fait qu'en ville le secteur formel

offre peu d'emploi aux femmes (relativement aux hommes). La probabilité d'accéder aux emplois formels pour les femmes est donc sensiblement identique à celle qu'elles ont en milieu rural.

Les hommes qui se déclarent de confession musulmane sont moins enclins que les hommes d'autres confessions à travailler dans le secteur informel. La religion n'a pas d'effet sur le choix sectoriel des femmes. Cela suggère une discrimination possible dans le secteur formel en faveur des hommes non musulmans, discrimination non perceptible pour les femmes.

---

## Conclusion

---

La présente étude avait pour objectif d'analyser le rôle du différentiel de salaires espérés entre les secteurs formel et informel sur le choix du secteur au Cameroun. Les analyses nous ont permis de mettre en évidence que le différentiel de salaires attendus entre les secteurs formel et informel affecte de manière contrastée les différents échantillons (les femmes et les hommes) de l'étude. En effet, ce facteur n'est significatif que dans l'échantillon masculin. La probabilité pour un homme de choisir le secteur informel au détriment du secteur formel diminue avec l'accroissement du différentiel de salaires attendus entre les secteurs formel et informel. Pour les femmes, en revanche, ce différentiel de salaires n'a aucun effet sur le choix du segment de marché. Implicitement, on peut penser que pour les femmes il y a plus important que le revenu dans la décision d'offre de travail dans l'informel plutôt que dans le formel. En effet, le coefficient associé à la variable « nombre de personnes ayant au plus 10 ans » dans un ménage n'est significatif que pour l'échantillon féminin. Ce résultat traduirait le fait que, alors que la variable nombre de personnes ayant au plus 10 ans dans un ménage n'a pas d'impact dans l'échantillon masculin, celle-ci augmente la probabilité pour une femme de choisir le secteur informel. Ce résultat conforte l'idée de la spécialisation des tâches au sein du ménage, les activités domestiques revenant aux femmes, conditionnant ainsi leur offre de travail.

En outre, de façon concomitante aux effets habituels attendus, le modèle estimé révèle que les variables relatives au capital humain (la durée des études et l'expérience) réduisent la probabilité de choisir l'informel.

## Références bibliographiques

- Ater et El Aynaoui J. (1998)**, Participation, choix occupationnel et gains sur un marché du travail segmenté : une analyse appliquée au cas du Maroc, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV-France, Document de travail (18).
- Barber A., Daly C., Giannantonio C. & Phillips, J. (1994)**, Job Search Activities: An Examination of Changes Over Time, *Personnel Psychology*, 47, 739-766.
- Bazen S. et Benhayoun G. (1995)**, Salaire-éducation au Maroc, *Région et développement*, 1, 1-16.
- Becker G. (1991)**, *A treatise on the family*, Enlarged edition, Cambridge (MA), Harvard University Press.
- Becker G. S. (1964)**, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, With Special Reference to Education*, Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, New York, 412 p.
- Cahuc P. & Zylberberg, A. (2003)**, *La microéconomie du marché du travail*, La Découverte, Coll. Repères, 128 p.
- Dahl G. (2002)**, Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets, *Econometrica*, 70(6), 2367-2420.
- Deuxième enquête sur l'emploi et le secteur informel au Cameroun (EESI 2) (2011)**, Rapport principal de l'Institut national des statistiques (Phase 1 : Enquête sur l'emploi), Cameroun, octobre. Accessible sur : [www.statistics-cameroon.org](http://www.statistics-cameroon.org).
- Doeringer P. & Piore M. (1971)**, *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Heath.
- Gage-Brandon A. & Lloyd C. (1993)**, Women's Role in Maintaining Households: Family Welfare and Sexual Inequality in Ghana, *Population Studies*, 47, 115-131.
- Gakou D. & Kuepie M. (2009)**, Niveau et déterminants de l'insertion des femmes sur le marché du travail au Mali, Document de travail DIAL (2008-09).
- Hammouda N. & Lassassi M. (2011)**, Micro Econometric Determinants of Occupational Choice in Algeria, Almalaurea Working Paper (5).
- Jaeger D. & Page M. (1996)**, Degrees Mater: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns to Education, *Review of Economics and statistics*, 78, 733-740.
- Kabubo J. (2003)**, Wage Determination and the Gender Wage Gap in Kenya: Any Evidence of Gender Discrimination? AERC Research Paper (132), Nairobi.
- Kolev A. (2000)**, Les déterminants de l'offre de travail et secteur informel en Russie, *Revue d'études comparatives Est-Ouest*, 31(4), L'élargissement de l'UE à l'Est. Le marché du travail dans la transition, 123-150.
- Kuépié M. & Nordman C. (2016)**, Where Does Education Pay Off in Sub-Saharan Africa? Evidence from Two Cities of the Republic of Congo, *Oxford Development Studies*, 44(1), 1-27.
- Kuépié M., Nordman C. J. & Roubaud F. (2009)**, Education and Earnings in Urban West Africa, *Journal of Comparative Economics*, 37(3), 491-515.
- Lachaud J.-P. 1989**, L'analyse du marché du travail urbain en Afrique, *Travail et société*, Genève, Institut international d'études sociales, 14(4).
- Lee L. (1983)**, Generalized Econometric Models with Selectivity, *Econometrica*, 51, 507-512.
- Maddala G. (1983)**, Limited dependent and qualitative variables, *Economics*, 257-91.
- McFadden D. (1973)**, Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior, In: P. Zarembka, ed., *Frontiers in Econometrics*, New York, Academic Press.

- Mincer J. (1974)**, *Schooling, Experience, and Earnings*, Columbia University Press, for the National Bureau of Economic Research, New-York.
- Nordman C., Rakotomanana F. & Roubaud F. (2016)**, Informal versus Formal: A Panel Data Analysis of Earnings Gaps in Madagascar, *World Development*, 86, October, 1-17.
- Nordman C. & Wolff F. (2009)**, Is There a Glass Ceiling in Morocco? Evidence from Matched Worker – Firm Data, *Journal of African Economies*, 18(4), 592–633.
- Nordman C. & Wolff F. (2012)**, On-the-Job Learning and Earnings: Comparative Evidence from Morocco and Senegal, IZA Working Paper (6728).
- Nordman C. & Roubaud F. (2009)**, Reassessing the Gender Wage Gap in Madagascar: Does Labour Force Attachment Really Matter? *Economic Development and Cultural Change*, 57(4), 785-808.
- Parsons T. & Bales R. (1955)**, *Family, Socialization and Interaction Process*, Glencoe, Free Press.
- Pradhan M. & Soest V.A. (1995)**, Formal and Informal Sector Employment in Urban Areas of Bolivia, *Labour Economics*, 2, 275-297.
- Putnam R. (2000)**, *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York, Simon & Schuster S. Anna School of Advanced Studies.
- Sacks H. (1979)**, Hotrodder: A Revolutionary Category, In: G. Psathas (ed.), *Everyday Language: Studies in Ethnomethodology*, Irvington Press, New York, 7-14.
- Schultz P. (2002)**, Wage Gains Associated with Height as a Form of Health Human Capital, *American Economic Review*, 92(2), 349-353.
- Silvera R. (1996)**, *Le salaire des femmes, toutes choses inégales*, Paris, La Documentation française.
- Sofer C. (1985)**, *La division du travail entre hommes et femmes*, Paris, Economica.
- Spence M. (1973)**, Job Market Signalling, *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374.
- Wamuthenya R. (2005)**, Determinants of Formal and Informal Employment in the urban Areas of Kenya, AERC Research Paper (194).
- Zerbo A. (2006)**, Marché du travail urbain et pauvreté en Afrique subsaharienne : un modèle d'analyse, Document de travail (129/2006), Centre d'économie du développement, Université Bordeaux IV.

---

## Annexe I : Description des variables explicatives

**Âge** : notre étude prend en compte les individus dont l'âge est compris entre 15 et 64 ans. Le choix de cette tranche d'âge a été motivé par le fait que la plupart des gens de ces âges sont actifs sur le marché du travail.

**Canal informel** : cette variable est générée à partir du mode de recherche de l'emploi utilisé par l'individu et le mode d'obtention de l'emploi. Elle prend la valeur 1 si l'individu utilise un canal informel (amis, parents, directement auprès de l'employeur, etc.) et 0 sinon.

**Différentiel des salaires formel\informel (difrev)** : c'est la différence entre le revenu qu'un individu devrait gagner d'une activité formelle moins ce qu'il devrait gagner d'une activité informelle compte tenu de ses caractéristiques. Cette variable est générée en effectuant des prédictions à partir des équations de gains estimées.

**Diplômes** : cette variable est une variable discrète matérialisée sous la forme d'une variable muette prenant la valeur 1 si l'individu a l'un de ces diplômes (CEP, BEPC, Probatoire, BAC, BTS ou DEUG (BTSDEUG), Licence, Maîtrise ou Doctorat) et 0 sinon.

**Durée au chômage** : représente le nombre d'années que l'individu a passé au chômage avant d'avoir l'emploi qu'il occupe au moment de l'enquête.

**Durée des études** : elle représente le nombre d'années d'études avec succès à partir de la SIL.

**Milieu de résidence (urbain) :** le milieu de résidence est une variable binaire qui prend la valeur 1 pour milieu urbain et 0 pour milieu rural.

**Nombre d'unités de production individuelle au sein du ménage :** la variable est prise en l'état dans la base.

**Nombre de personnes ayant au plus 10 ans dans le ménage :** cette variable a été estimée en faisant la différence entre le nombre de personnes dans le ménage et le nombre de personnes de 11 ans et plus.

**Nombre de personnes dans le ménage :** elle comprend le nombre de personnes dans un ménage y compris les visiteurs et les résidents absents.

**Religion (musulman) :** est une variable discrète qui prend la valeur 1 si l'individu est musulman et 0 sinon.

**Statut d'immigration :** est une variable qui prend la valeur 1 si l'individu est migrant et 0 sinon. On entend par migrant toute personne née hors du Cameroun.

**Taille de l'entreprise :** renvoie au nombre de travailleurs qui exercent dans l'entreprise.

**Taux de chômage par région en 2005 et taux de chômage par région en 2007 :** sont calculés respectivement à partir des données d'EESI-1 et celles d'ECAM-3. Pour ces variables, les taux de chômage au sens du BIT sont retenus.

## Annexe II

### Tableau A1

#### Profil des travailleurs du secteur formel et du secteur informel

Variables	FORMEL		INFORMEL	
	Nombre d'observations		Nombre d'observations	
Âge	1639	38	8255	34,35
Durée au chômage	1641	1,26	8329	1,3
Canal informel	1641	57 %	8329	97 %
Milieu urbain	1641	78 %	8329	54 %
Taille du ménage	1641	5,01	8329	5,3
Sexe				
Hommes	495	29%	1241	71%
Femmes	6537	51%	6352	49%
Nombre de personnes ayant au plus 10 ans dans le ménage	1641	1,38	8329	1,65
Durée études	1704	12,07	8329	7,24
Musulman	1641	9 %	8329	14 %
Nombre d'unités de production individuel dans le ménage	1641	0,38	8329	0,89
Taux chômage 2005	1641	6 %	8329	6%
Taux chômage 2007	1641	5 %	8329	4 %
Migrant	1641	73 %	8329	56 %

Source : calculs de l'auteur à partir des données de l'enquête EESI-2.

Tableau A2

**Estimations logit multinomial des équations réduites pour les hommes et les femmes (le secteur informel est la catégorie de référence)**

	Hommes		femmes	
	Formel	Chômeur	Formel	Chômeur
Âge	0,1774 (7,13)***	-0,0453 (1,18)	0,16 (7,72)***	-0,0744 (2,84)***
Âge au carré	-0,0019 (6,36)***	0,00003 (0,06)	-0,0017 (6,56)***	0,0001 (0,32)
Durée au chômage	-0,0112 (1,03)	0,0558 (9,34)***	-0,0566 (4,58)***	0,6891 (11,78)***
Canal informel	-2,5548 (19,47)***	-2,4020 (11,84)***	-2,7920 (26,10)***	-2,9843 (24,27)***
Milieu urbain	0,7052 (6,61)***	0,9182 (4,62)***	0,6922 (7,46)***	1,2546 (9,89)***
Taille du ménage	0,1581 (3,86)***	0,4722 (6,98)***	0,1143 (3,32)***	0,3460 (7,86)***
Taille du ménage au carré	-0,0057 (2,20)**	-0,0154 (3,72)***	-0,0035 (1,61)	-0,01264 (4,63)***
Nombre de personne de 10 ans au plus dans le ménage	0,0818 (1,90)*	-0,3018 (4,48)***	-0,0781 (2,21)**	-0,1782 (4,27)***
Durée des études	0,2689 (17,07)***	0,1536 (1,65)*	-0,3365 (24,23)***	0,1350 (2,36)**
Durée des études au carré	-0,0023 (10,43)***	-0,0035 (0,77)	-0,0029 (13,44)***	-0,0027 (0,95)
Musulman	0,0555 (0,43)	0,2849 (1,45)	0,2918 (2,5)**	0,2412 (1,86)*
Nombre d'unités de production individuelle dans le ménage	-0,7135 (11,58)***	-0,5777 (5,92)***	-0,8236 (15,29)***	-0,6741 (10,83)***
Taux de chômage2005	0,9798 (0,88)**	6,8129 (3,54)***	2,2390 (2,47)**	6,7397 (5,99)***
Constante	-6,1292 (7,81)***	-6,3031 (4,67)***	-7,0405 (10,96)**	-4,2913 (5,35)**
Observations	5751		10.668	
Log vraisemblance	-2656.267		-4627,7777	
LR chi2 (26)	2414.89		5179,39	
Prob> chi2	0		0	

Note : la variable dépendante est la probabilité qui prend la valeur 0 pour chômeur ; 1 pour le secteur formel et 2 pour informel. Ce tableau est celui des coefficients. Les t de Student sont indiqués entre parenthèses. \*\*\*, \*\* et \* représentent respectivement des résultats significatifs à 1 %, 5 % et 10 %.

Source : Calculs de l'auteur à partir des données d'EESI-2.

Tableau A3

**Corrélation entre la durée dans les études et les diplômes**

	Diplômes	Durée dans les études
Diplômes	1.0000	
Durée dans les études	0.8682*	1.0000

Note : \* représente la significativité à 1 %.

Source : calculs de l'auteur à partir des données d'EESI-2.