

## Niveau d'éducation et probabilité d'être employé dans le secteur informel au Togo

Dossè Mawussi DJAHINI-AFAWOUBO\*

---

**Résumé** - Le principal objectif de cet article est d'analyser l'effet du niveau d'éducation atteint par un individu sur sa probabilité d'échapper à l'emploi informel au Togo. L'étude s'appuie sur les données provenant de l'Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel, réalisée au Togo en 2017 par l'Institut National des Etudes Economiques et Démographiques. Nous avons utilisé deux indicateurs distincts de l'éducation : une variable discrète distinguant les différents niveaux d'éducation et le nombre d'années d'éducation. Des régressions apparemment non liées (conditional mixed process) ainsi que la méthode des variables instrumentales ont été utilisées. Les résultats montrent de façon robuste que l'éducation réduit la probabilité d'occuper un emploi informel. L'effet de l'éducation est d'autant plus élevé que le niveau d'éducation atteint est important. Les femmes ont une plus forte probabilité d'être employées dans le secteur informel.

---

**Classification JEL**

E26, J46, O12, O55

**Mots-clés**

Education  
Emploi informel  
Genre  
Afrique  
Togo

---

*Nous tenons à remercier les rapporteurs anonymes et la direction de la revue pour leurs commentaires et suggestions qui ont permis une amélioration sensible de cet article.*

---

\* Université de Lomé, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion-ANEPP, Togo ;  
dossedjahini@gmail.com

## INTRODUCTION

L'économie informelle constitue un problème majeur dans les pays en développement pour plusieurs raisons. Elle entrave la mobilisation des recettes fiscales, ce qui pose des problèmes de financement des biens publics et de la protection sociale (Thomas, 1992 ; Loayza, 1996 ; Fortin, Marceau et Savard, 1997 ; Ordonez, 2014) et donc de fourniture des services sociaux pouvant aider à combattre la pauvreté comme le recommandent les Objectifs de Développement Durable (ODD). La croissance de l'économie informelle peut déclencher un cercle vicieux : alors que les transactions dans l'économie informelle échappent à l'impôt, les recettes fiscales sont réduites et l'assiette fiscale érodée. Les gouvernements peuvent alors réagir en augmentant les taxes, encourageant ainsi la fuite vers l'économie informelle et entraînant des déséquilibres budgétaires supplémentaires (Ariyo et Bekoe, 2012). L'économie informelle peut également attirer des travailleurs au détriment du secteur formel et créer un environnement de concurrence déloyale pour des entreprises formelles (Schneider et Enste, 2000).

Afin de proposer des réformes adaptées pour contenir ou réduire la taille de l'économie informelle, il est important d'identifier ses principaux déterminants. Cet article s'intéresse particulièrement à l'effet du niveau d'éducation atteint sur la probabilité d'être employé dans le secteur informel. L'étude cherche à répondre à la question suivante : quel est l'impact de l'éducation sur la probabilité de travailler dans le secteur informel au Togo ? Pour cela, le présent article utilise des données provenant de l'Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel (ERI-ESI), réalisée au Togo par l'Institut National des Etudes Economiques et Démographiques (INSEED) en 2017. Une modélisation conjointe de l'emploi informel et de l'éducation est retenue afin de tenir compte des problèmes d'endogénéité liés aux caractéristiques inobservables. La méthode des variables instrumentales a été aussi utilisée pour tester la robustesse de nos résultats.

Le secteur informel représente une proportion importante de l'économie en Afrique. En Afrique de l'Ouest, le taux d'emploi informel dépasse 80 % (Albertini et al., 2020). Au Togo sur lequel porte le présent article, environ 90 % des travailleurs opèrent dans le secteur informel alors qu'il représente entre 20 et 30 % du produit intérieur brut du pays (Djahini-Afawoubo et Atake, 2018). Selon les données publiées par INSEED (2019), l'emploi informel représente 87,9 % des emplois dans les secteurs non agricoles au Togo. Malgré le fait que l'Assemblée Nationale ait voté une loi sur le code de sécurité sociale étendant depuis 2011 la protection sociale aux travailleurs du secteur informel, les actifs du secteur informel togolais ne bénéficient d'aucune protection sociale. Des études empiriques (Borga et D'Ambrosio, 2021 par exemple) ont pourtant montré l'effet positif de la protection sociale sur la réduction de la pauvreté, qui reste à un niveau très important dans le pays (45,5 % en 2019, selon INSEED).

Malgré le niveau élevé de l'emploi informel au Togo, il existe peu d'études sur ses déterminants. Plusieurs travaux ont analysé les déterminants de l'emploi informel en Afrique (Adair et Bellache, 2012 ; Günther et Launov, 2012 ; Aikaeli et Mkenda, 2014 ; Gherbi, 2014 ; Başbay, Elgin et Torul, 2018 ; Kouadio et Gakpa, 2020 ; Lylia et Moundir, 2020). La préoccupation majeure dans ces travaux est de répondre à la question de savoir si l'emploi informel est choisi par des individus compte tenu des opportunités qu'il offre ou si l'emploi informel est plutôt une stratégie de dernier recours pour des individus exclus des emplois formels (Günther et Launov, 2012). Les facteurs sociodémographiques ont été pris en compte (Adair et Bellache, 2012 ; Günther et Launov, 2012 ; Aikaeli et Mkenda, 2014 ; Gherbi, 2014 ; Başbay, Elgin et Torul, 2018 ; Kouadio et Gakpa, 2020 ; Lylia et Moundir, 2020) mais sans mettre en exergue l'effet causal de l'éducation sur l'emploi informel. Cet article se focalise justement sur le rôle de l'éducation au Togo.

Les inégalités dans l'accès à l'école peuvent avoir des effets tout au long de la vie des individus et donc engendrer des inégalités structurelles entre les différents groupes sociaux (Arestoff et Sgard, 2012). Depuis 2008, le système éducatif togolais a supprimé les frais de scolarité au niveau de l'éducation primaire, ce qui a contribué à la fois à accroître le taux brut de scolarisation au primaire et à réduire les disparités entre filles et garçons. Toutefois, les données publiées par INSEED (2019) révèlent d'importantes disparités selon le milieu de résidence (95,1 % en milieu urbain contre 86,7 % en milieu rural). Les disparités entre filles et garçons et entre résidents en milieu urbain et milieu rural s'accroissent à mesure que le niveau d'étude s'élève. Selon le Plan Sectoriel de l'Éducation 2014-2025 (PSE, 2014), on trouve trois fois plus de garçons que de filles dans l'enseignement universitaire au Togo, même si le développement récent du système éducatif togolais montre une progression des taux de scolarisation.

Sur le plan méthodologique, le présent article contribue également à la littérature en tenant compte des biais de sélection. En effet, la plupart des études ayant analysé les déterminants de l'emploi informel en Afrique (Adair et Bellache, 2012 ; Aikaeli et Mkenda, 2014 ; Gherbi, 2014 ; Kouadio et Gakpa, 2020) ont ignoré les problèmes des biais de sélection liés à des caractéristiques inobservables. Ce faisant, ces études pourraient sous-estimer, surestimer ou détecter un effet causal entre l'éducation et l'emploi informel alors qu'il n'y en a pas (Wood et al., 2008). Contrairement aux études antérieures, cet article utilise le « conditional mixed process » (CMP) qui permet de contrôler les éventuels biais de sélection découlant de facteurs non observés (Agbanyo et Peprah, 2021 ; Roodman 2011). Plusieurs études ont également utilisé cette approche (Agbanyo, 2020 ; Agbanyo et Peprah, 2021 ; Osei Adu, 2020 ; Roodman, 2011).

Le présent article est structuré en trois sections. La première section présente une brève revue de la littérature sur l'emploi informel. La deuxième section présente la stratégie empirique et la source des données. La troisième section présente et discute les principaux résultats.

## **1. POURQUOI LES INDIVIDUS TRAVAILLENT-ILS DANS LE SECTEUR INFORMEL ? UNE BRÈVE REVUE DE LITTÉRATURE**

On distingue dans la littérature au moins trois théories explicatives des raisons qui poussent les individus à travailler dans le secteur informel. Pour certains, l'emploi dans le secteur informel est le résultat des forces concurrentielles du marché. Pour d'autres il est plutôt le résultat de la segmentation du marché du travail. Pour d'autres encore, le secteur informel présente une structure hétérogène. Pour certains travailleurs, le secteur informel est une opportunité d'emploi attrayante, tandis que pour d'autres l'emploi informel est une stratégie de dernier recours.

### **1.1. L'hypothèse d'un marché de travail concurrentiel**

L'approche néoclassique considère que le travail est une marchandise comme une autre et que le marché du travail fonctionne de manière concurrentielle. Dans sa forme la plus basique, l'approche néoclassique postule l'hypothèse d'homogénéité du travail. Cependant, un prolongement du modèle notamment la théorie du capital humain (Schultz, 1961 ; Becker, 1964) a recours à l'hétérogénéité du capital humain pour expliquer les disparités de salaires entre individus. Ainsi, les individus ayant accumulé peu de capital humain sont plus touchés par le chômage et ont des salaires plus faibles. Dans cette logique, les différences de salaire entre les secteurs formel et informel ne signifient pas que le marché du travail soit segmenté étant donné que les individus sont libres de se déplacer entre ces deux secteurs (Dickens et Lang, 1985 ; Basu, 1997). On suppose donc que les individus choisissent volontairement de travailler dans le secteur informel (Rosenzweig, 1988 ; Maloney, 2004)

compte tenu, par exemple, des caractéristiques non salariales souhaitables du secteur informel. Dans ces conditions, les individus maximisent leur utilité plutôt que leurs gains (Maloney, 2004). En outre, les travailleurs peuvent avoir un avantage comparatif individuel dans le secteur informel (Gindling, 1991 ; Maloney, 2004). Par exemple, les femmes peuvent choisir de travailler dans le secteur informel si les emplois formels disponibles ne leur offrent pas la flexibilité de les combiner avec leurs responsabilités familiales.

En résumé, selon le modèle concurrentiel du marché du travail, les individus sont employés dans le secteur informel soit parce qu'ils sont faiblement dotés de caractéristiques qui génèrent des rendements élevés dans le secteur formel, soit à cause des avantages comparatifs qu'offre ce secteur. L'hypothèse du marché de travail concurrentiel voit donc dans l'emploi informel un choix de la part des travailleurs fondé sur la maximisation du revenu ou de l'utilité.

### **1.2. L'hypothèse de la segmentation du marché du travail**

L'émergence de la théorie de la segmentation du marché du travail (Lewis, 1954) vient de l'incapacité de l'analyse néoclassique et ses prolongements à expliquer la persistance des inégalités entre groupes et entre salaire individuel intragroupe malgré la croissance économique et l'amélioration de la formation initiale. La théorie traditionnelle du dualisme du marché du travail (Doeringer et Piore, 1971) développée aux Etats-Unis soutient que les emplois sont divisés en deux groupes : ceux qui offrent de faibles salaires, de mauvaises conditions de travail, un emploi instable et peu de possibilités d'avancement (emplois secondaires) et ceux qui offrent des salaires relativement élevés, de bonnes conditions de travail et des possibilités d'avancement dans des emplois mieux rémunérés (emplois primaires). En s'appuyant sur la théorie du dualisme du marché du travail, le secteur informel est le secteur défavorisé dans lequel les travailleurs entrent pour échapper au chômage une fois qu'ils sont rationnés hors du secteur formel où les salaires sont fixés au-dessus du salaire d'équilibre du marché (Harris et Todaro, 1970 ; Fields, 1990 ; Stiglitz, 1976). Ainsi, contrairement à la théorie du marché du travail concurrentiel, la théorie du dualisme postule que les individus sont poussés vers l'emploi informel à cause des barrières d'entrée dans le secteur formel. L'hypothèse de la segmentation du marché du travail voit donc dans l'emploi informel une stratégie de dernier recours pour échapper au chômage.

Sur le plan empirique, plusieurs études ont abordé la question des marchés du travail compétitifs ou segmentés dans les économies développées (Dickens et Lang, 1985 ; Heckman et Hotz, 1986 ; Rosenzweig, 1988) et en développement (Magnac, 1991 ; Gindling, 1991 ; Pratap et Quintin, 2006 ; Günther et Launov, 2012). Magnac (1991) et Pratap et Quintin (2006) mettent en évidence un marché du travail concurrentiel dans les économies en développement, l'emploi dans le secteur informel étant un choix lié à des considérations de coût d'opportunité plutôt qu'une stratégie de dernier recours. Partant d'un modèle microéconomique intégré dérivé d'un modèle d'offre de travail dans un marché du travail à quatre secteurs avec des contraintes de demande explicites, Magnac (1991) montre la présence d'avantages comparatifs pour les individus entre les différents secteurs économiques. Une application du modèle à des données sur la participation des femmes au marché du travail dans les principales villes de Colombie en 1980 à l'aide des techniques probit et tobit multivariées permet de confirmer l'hypothèse d'un marché de travail concurrentiel. S'intéressant à la même question, Pratap et Quintin (2006), à l'aide des méthodes semi-paramétriques montrent, en utilisant les données de l'Argentine, que les estimations de la prime liée au fait de travailler dans le secteur formel s'avèrent

insignifiantes voire négatives. De même, ils ne trouvent pas de différences significatives dans la satisfaction au travail entre le secteur formel et le secteur informel. Sur la base de ces résultats, ils remettent en question l'hypothèse selon laquelle les marchés du travail sont segmentés selon des lignes formelles/informelles dans les pays en développement. Par contre Gindling (1991), à l'aide des tests de Chow, montre qu'il n'existe pas de structure salariale unique expliquant la détermination des salaires dans les secteurs formel et informel à San Jose, au Costa Rica. Ses résultats sont donc compatibles avec l'hypothèse d'une segmentation du marché du travail entre les secteurs public et privé-formel ainsi que l'hypothèse d'une segmentation du marché du travail entre les secteurs privé-formel et informel à San Jose.

### 1.3. L'hypothèse d'hétérogénéité du secteur informel

Les deux approches précédemment analysées ont été remises en question par plusieurs auteurs (Fields, 2005 ; Paulson et Townsend, 2005 ; Guha-Khasnobis, Kanbur et Ostrom, 2006) qui retiennent l'hypothèse d'une hétérogénéité du secteur informel. Cette approche postule une combinaison des vues polaires des marchés du travail segmentés et compétitifs et met l'accent sur une structure plus complexe du secteur informel. Pour Fields (2005), le secteur informel se compose de deux parties distinctes : le niveau « supérieur » et le niveau « inférieur ». Le niveau supérieur représente une partie compétitive dans laquelle les individus entrent volontairement parce que, compte tenu de leurs caractéristiques spécifiques, ils s'attendent à gagner plus dans le secteur informel que dans le secteur formel. Le niveau inférieur est constitué d'individus rationnés hors du marché du travail formel.

Dans une perspective dynamique, Paulson et Townsend (2005) montrent que les individus qui se lancent dans des activités entrepreneuriales informelles pendant les crises économiques (pour échapper au chômage) ont non seulement des caractéristiques très distinctes, mais obtiennent un bénéfice beaucoup plus faible que les entrepreneurs informels qui ont créé leur entreprise en temps normal (souvent avec des investissements de départ beaucoup plus élevés).

Günther et Launov (2012), à partir d'un modèle économétrique du marché du travail qui tient compte de l'hétérogénéité non observée des gains et de la sélection de l'échantillon causée par l'autosélection des individus sur le marché du travail, montrent que le secteur informel est composé de deux segments avec une équation salariale distincte dans chaque segment. À l'aide des données portant sur la Côte d'Ivoire, ils rejettent l'hypothèse d'une mobilité sectorielle illimitée des travailleurs, en détectant un nombre très important de travailleurs informels qui seraient mieux lotis dans un autre segment du marché du travail. Cependant, ils constatent également qu'une part plus importante de salariés informels semble avoir un avantage comparatif dans le secteur informel. Par conséquent, ils concluent que le secteur informel comprend à la fois des individus pour lesquels l'informalité est une stratégie de dernier recours pour échapper au chômage et des individus qui ont plus d'avantages à se placer dans le secteur informel. Ils mettent ainsi en évidence l'hétérogénéité du secteur informel.

## 2. STRATÉGIE EMPIRIQUE, DESCRIPTION DES VARIABLES ET SOURCE DES DONNÉES

### 2.1. Modèle empirique

Pour analyser l'effet de l'éducation sur l'emploi informel, nous partons du modèle général suivant :

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 E_i + \alpha_2 B_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

où  $Y$  est une variable dichotomique indiquant si un individu a ou pas un emploi informel ;  $E$  désigne le niveau d'éducation atteint par l'individu  $i$  et  $B$  désigne l'ensemble des autres variables explicatives du modèle notamment l'âge et l'âge au carré, le sexe, le milieu de résidence, la taille du ménage, le statut matrimonial et le capital social ;  $\alpha$  représente les paramètres du modèle ;  $\varepsilon$  est un terme d'erreur aléatoire.

Etant donné le caractère dichotomique de la variable dépendante, les études antérieures ont utilisé le modèle binaire (logit ou probit) pour analyser les déterminants de l'emploi informel en Afrique (Adair et Bellache, 2012 ; Başbay, Elgin et Torul, 2018 ; Kouadio et Gakpa, 2020). Toutefois, ce modèle ne permet pas de déterminer l'effet causal de l'éducation sur l'emploi informel. En effet, pour que l'effet causal soit déterminé entre le travail informel (le résultat) et l'éducation (le traitement), à la fois la sélection des sujets d'étude et l'assignation des sujets au traitement doivent être aléatoires. Dans la réalisation de l'enquête ERI-ESI, l'assignation au traitement (l'attribution des différents niveaux d'éducation aux individus) n'a pas été aléatoire. Dans ce cas, il existe un biais de sélection car il est possible que les individus ayant un niveau d'éducation élevé aient également des caractéristiques intrinsèques qui leur permettent d'échapper aux emplois informels. Pour éviter ce problème, nous modélisons conjointement les choix en matière d'emploi informel et d'éducation comme suit :

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 E_i + \alpha_2 B_i + \varepsilon_{1i} \quad (2)$$

$$E_i = \gamma_0 + \gamma_1 X_i + \varepsilon_{2i} \quad (3)$$

où  $Y$  l'emploi informel et  $E$  l'éducation sont les variables endogènes du modèle ;  $B$  et  $X$  sont des vecteurs de variables explicatives exogènes influençant l'emploi informel et le niveau d'éducation ;  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2$  sont les termes d'erreur aléatoires respectifs ;  $\alpha$  et  $\gamma$  sont les paramètres à estimer. L'estimation des équations de résultat (2) et de sélection (3) de manière indépendante risque de produire des estimations biaisées et incohérentes en raison des problèmes potentiels de sélection. La technique d'appariement par les scores de propension, largement utilisée dans la littérature (Rosenbaum et Rubin, 1983 ; Heckman, Ichimura et Todd, 1997) permet de résoudre le problème de sélection, mais la constitution des deux groupes (groupe de traitement et groupe témoin) se fait uniquement sur la base des caractéristiques observables. Il peut donc subsister des biais de sélection basés sur les caractéristiques inobservables (Reiffel, 2020). Afin de tenir compte des biais de sélection liés à des caractéristiques inobservables, la procédure d'estimation en deux étapes de Heckman (1979) a été utilisée dans la littérature (Préget et Waelbroeck, 2006 ; Mongo, 2013). Toutefois, dans le cadre du présent article, la variable dépendante de l'équation de sélection, l'éducation, est une variable catégorielle ordonnée avec 4 modalités (aucun niveau, primaire, secondaire et universitaire) alors que la variable dépendante de l'équation de résultat, l'emploi informel, est une variable binaire. Pour contourner cette difficulté, cet article estime conjointement les équations de l'emploi informel et de l'éducation en utilisant le cadre du « Conditional Mixed Process » (CMP), en suivant la littérature (Agbanyo, 2020 ; Agbanyo et Peprah, 2021 ; Roodman, 2011). Le CMP contrôle le biais d'endogénéité qui découle de facteurs non observés affectant à la fois les équations de sélection et de résultat en s'appuyant sur le cadre des régressions apparemment non liées (Roodman, 2011). Le CMP permet une corrélation entre les termes d'erreur des équations. Il permet également la combinaison de ces modèles dans des systèmes multi-équations et permet de tenir compte des biais de simultanéité (Roodman, 2011). Le modèle empirique estimé se présente comme suit :

$$\text{informel}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{education}_i + \alpha_2 \text{age}_i + \alpha_3 \text{age}_i \times \text{age}_i + \alpha_4 \text{milieu}_i + \alpha_5 \text{sexe}_i + \alpha_6 \text{taille}_i + \alpha_7 \text{taille}_i \times \text{taille}_i + \alpha_8 \text{statut}_i + \alpha_9 \text{social}_i + \alpha_{10} \text{region}_i + \varepsilon_{1i} \quad (4)$$

$$\text{education}_i = \Phi_0 + \Phi_1 \text{sexe}_i + \Phi_2 \text{parent}_i + \Phi_3 \text{region}_i + \varepsilon_{2i} \quad (5)$$

où *informel*, *education*, *age*, *milieu*, *sexe*, *taille*, *statut*, *social*, *parent* et *region* désignent respectivement l'emploi informel, le niveau d'éducation, l'âge, le milieu de résidence, le sexe, la taille du ménage, le statut matrimonial, le capital social, la catégorie socioprofessionnelle du père et la région de provenance. L'estimation des paramètres des équations (4) et (5) est effectuée à l'aide de la technique du maximum de vraisemblance. La commande *cmp* de *stata*, ajoutée par Roodman (2011), a été utilisée.

Pour tester la robustesse de nos résultats, nous avons estimé l'équation (4) en retenant comme indicateur de l'éducation le nombre d'années d'étude et en employant la méthode des variables instrumentales. Nous avons ensuite instrumenté l'éducation par la catégorie socioprofessionnelle du père. D'autres variables, telles que l'exposition des adolescents à des lois restrictives sur le travail des enfants, le jour de naissance, la proximité des établissements d'enseignement (Angrist et Krueger, 1991 ; Currie et Moretti, 2003 ; Dee, 2004), ont été utilisées dans la littérature pour instrumenter le niveau d'éducation. Toutefois, par manque d'information sur ces variables dans la base de données, l'éducation a été instrumentée par la catégorie socioprofessionnelle du père lorsque l'enquêté était dans l'adolescence. L'hétérogénéité des niveaux d'éducation entre les individus est liée à l'inégalité d'opportunité (Becker, 1964), pouvant elle-même être liée à l'inégalité de la richesse initiale des parents. Des études ont mis en évidence le poids des caractéristiques des parents comme déterminant du niveau d'éducation de leurs enfants (Duée, 2005 ; Valat, 2021). De plus, en partant du principe que les individus enquêtés n'ont pas choisi la catégorie socioprofessionnelle de leur père, nous pouvons raisonnablement considérer que cette dernière est exogène.

## 2.2. Description des principales variables du modèle

### 2.2.1. Variables endogènes

Les variables endogènes de cette étude sont l'emploi informel et l'éducation. L'informalité est un concept vague (Albertini et al., 2020) car elle peut regrouper des situations très diverses comme la non-déclaration des activités de l'entreprise ou de ses salariés, le non-respect du code du travail, ou encore l'absence de paiement des taxes ou des contributions sociales. Par ailleurs, il est possible qu'une entreprise ait une existence formelle (être immatriculée au registre des sociétés) mais toutefois embaucher des travailleurs de façon informelle. Il est également possible que la majeure partie de l'activité de l'entreprise soit réalisée dans le respect du cadre légal mais qu'une part mineure échappe à toute régulation. En tenant compte des données disponibles, le présent article considère un actif appartenant au secteur informel lorsqu'il travaille dans une entreprise qui n'est pas enregistrée au centre de formalité des entreprises ou lorsque l'individu ne bénéficie pas d'au moins un service offert par la Caisse nationale de sécurité sociale (CNSS).

Pour mesurer l'éducation, la question suivante du questionnaire a été utilisée : « Quelle est votre dernière classe suivie avec succès ? ». A partir de cette question, nous avons construit une variable catégorielle qui prend la valeur 0 lorsque l'individu n'a jamais fréquenté une école formelle, 1 lorsque l'individu a atteint le niveau primaire, 2 lorsque l'individu a atteint le niveau secondaire et 3 lorsque l'individu a atteint le niveau universitaire. On s'attend à ce que la probabilité d'avoir un emploi

informel diminue à mesure que le niveau d'éducation s'élève. Plus le niveau d'éducation est élevé et plus l'individu a a priori de chances de travailler dans le secteur formel offrant des salaires plus élevés et des conditions de travail plus attrayantes que le secteur informel. Nous avons également utilisé le nombre d'années d'étude complète de l'individu comme indicateur du niveau d'éducation afin de tester la robustesse de nos résultats.

### **2.2.2. Variables exogènes**

La sélection des variables explicatives a été faite en se référant à la littérature. Pour l'équation de résultat (l'emploi informel), il s'agit des caractéristiques sociodémographiques comme l'âge, l'âge au carré, le sexe, le milieu de résidence, la taille du ménage, la taille du ménage au carré, le capital social et le statut matrimonial. Ces variables sont largement retenues dans la littérature empirique sur les déterminants de l'emploi informel (Adair et Bellache, 2012 ; Aikaeli et Mkenda, 2014 ; Gherbi, 2014 ; Başbay, Elgin et Torul, 2018 ; Malam, 2018 ; Kouadio et Gakpa, 2020 ; Lylia et Moundir, 2020). L'âge est mesuré en termes d'années révolues au dernier anniversaire. Il s'agit d'un indicateur d'ancienneté. De ce fait, plus l'âge avance, plus on acquiert de l'expérience, ce qui renforce son capital humain et donc réduit la probabilité de travailler dans le secteur informel. L'effet attendu de l'âge est toutefois mitigé (Malam, 2018) car au-delà d'un certain âge, on peut s'attendre à ce que les chances d'obtenir un emploi déclaré s'amenuise. En ce sens, plusieurs études ont mis en évidence l'existence d'une relation en U entre l'emploi informel et l'âge (Williams et Martinez, 2014 ; Başbay, Elgin et Torul, 2018).

Une variable dichotomique prend la valeur 1 lorsque l'individu est de sexe féminin et 2 s'il est de sexe masculin. On s'attend à ce que la probabilité de travailler dans le secteur informel soit plus élevée chez les femmes par rapport aux hommes. Il s'agit d'un fait stylisé sur le marché du travail dans les pays en développement (Priest, 1994 ; McCaig et Pavcnik, 2015 ; Williams, Shahid et Martinez, 2016 ; Malam, 2018 ; Kouadio et Gakpa, 2020 ; Lylia et Moundir, 2020). En Afrique particulièrement, les femmes sont le plus souvent au foyer et pratiquent des activités génératrices de revenus qui sont, la plupart du temps, des activités informelles pour faire face à des dépenses extra familiales (Malam, 2018 ; Kouadio et Gakpa, 2020).

Le milieu de résidence est également une variable dichotomique prenant la valeur 1 lorsque l'individu réside en milieu urbain et 0 lorsqu'il réside en milieu rural. Le signe du milieu de résidence est a priori indéterminé. D'un côté, les chances d'occuper un emploi informel devraient être plus faibles en milieu urbain par rapport au milieu rural en raison du fait que l'environnement urbain offre une plus grande proximité des populations avec les services en charge de la régulation et du contrôle. De plus, les incitations spécifiques à l'environnement urbain accordées aux petites et moyennes entreprises pour être déclarées à l'administration fiscale sont aussi un facteur de réduction de l'emploi informel (Malam, 2018 ; Kouadio et Gakpa, 2020). D'un autre côté, dans le contexte africain, certaines études ont montré que les chances de trouver un emploi sont plus faibles en milieu urbain par rapport au milieu rural (Korem, 2019 ; Ouedraogo, 2017). Compte tenu de cette plus grande rareté des emplois, on devrait s'attendre à ce que la population urbaine soit plus encline à occuper des emplois non déclarés. En définitive, l'effet du milieu de résidence sur l'emploi informel est ambigu.

La taille du ménage et le statut matrimonial sont également pris en compte. La taille du ménage désigne le nombre d'individus membres du ménage auquel appartient un enquêté. Le statut matrimonial est une variable catégorielle qui prend la valeur 1 lorsque l'individu est célibataire, la valeur 2 s'il est marié monogame, 3 s'il est polygame, 4 s'il est divorcé et 5 s'il est veuf. La décision de participer ou non au



marché du travail peut être également liée à une certaine urgence pécuniaire. De ce fait, on pourrait s'attendre à ce que plus la taille du ménage est grande, plus les chances d'occuper un emploi informel soient élevées. Les besoins familiaux plus importants dans les ménages à taille élevée peuvent pousser les individus appartenant à ces ménages à occuper les emplois informels. De même, un individu marié pourrait avoir une probabilité plus élevée d'occuper un emploi informel qu'un célibataire. Plusieurs études ont pris en compte ces facteurs dans l'analyse des déterminants de l'emploi informel (Adair et Bellache, 2012 ; Başbay, Elgin et Torul, 2018 ; Kouadio et Gakpa, 2020).

Pour le capital social, il s'agit d'une variable binaire prenant la valeur 1 lorsque l'individu participe à des réunions des syndicats, des ONG ou des associations et 0 autrement. Dans la quête de l'emploi, le capital social peut jouer un rôle important. D'une façon générale, le capital social désigne les réseaux, les normes, les valeurs et convictions communes qui facilitent la coopération au sein des groupes (OCDE, 2001). Sur le marché du travail, cette coopération se matérialise par la possibilité d'une plus grande circulation d'information entre les individus. Plusieurs études ont montré le rôle positif du capital social dans la connaissance des offres d'emploi et l'obtention de salaires élevés (Cappellari et Tatsiramos, 2015 ; Hensvik et Skans, 2016 ; Elliott et al., 2019 ; Galbis, Wolff et Herault, 2020).

L'inégalité d'opportunité et l'inégalité de talent ou des capacités sont à l'origine de l'hétérogénéité des niveaux d'éducation entre les individus, selon Becker (1964). L'inégalité d'opportunité, compte tenu de la disponibilité des données, a été captée par la catégorie socioprofessionnelle du père ou tuteur. Elle est donc introduite dans l'équation de sélection. La question suivante dans la base des données a été utilisée : « quelle était la catégorie socioprofessionnelle de votre père ou tuteur lorsque vous aviez 15 ans ? ». Les réponses possibles sont : 1, cadre ; 2, employé ; 3, travailleur indépendant et 4, autres. Dans le contexte africain en général, et particulièrement dans le contexte togolais où les filles et les garçons n'ont pas les mêmes chances d'accéder à l'école (par exemple pour des raisons coutumières ou en raison du mariage ou des grossesses précoces), le genre peut expliquer les différences dans les niveaux d'étude atteints par les individus. Nous avons donc ajouté le sexe de l'individu dans l'équation de sélection.

Les différences régionales en termes de niveaux de vie peuvent également affecter les chances d'atteindre un niveau donné d'éducation. Plusieurs études ont révélé des disparités en termes de pauvreté entre les différentes régions du Togo (Djahini-Afawoubo et Couchoro, 2020 ; INSEED, 2020). Une variable catégorielle prenant la valeur 1 pour la région Maritime, 2 pour la région des Plateaux, 3 pour la région Centrale, 4 pour la région de la Kara, 5 pour la région des Savanes et 6 pour la région du Grand Lomé a été donc introduite dans l'équation de sélection. Il convient de reconnaître qu'on aurait dû utiliser les informations liées à la région de résidence des enquêtés au moment où ils avaient l'âge de fréquenter les différents niveaux d'étude. Cela aurait toutefois nécessité une base de données longitudinale qui n'est pas disponible pour le Togo. Toutefois, 72% des enquêtés ont déclaré n'avoir jamais quitté leur région de résidence depuis la naissance. Vu ce taux assez élevé, nous pouvons penser que les biais liés aux migrations entre les régions sont minimisés.

### 2.3. Source des données

Les données utilisées dans cette étude proviennent de l'Enquête ERI-ESI, réalisée afin d'avoir une meilleure connaissance du marché du travail dans les Etats membres de l'UEMOA. Au Togo, l'enquête a été réalisée par l'INSEED grâce à un sondage probabiliste. La taille de l'échantillon s'élève à 7200 ménages. Quatre types de questionnaires ont été élaborés notamment le questionnaire ménage ayant permis

de recueillir des données sur chacun des membres du ménage : le questionnaire emploi appliqué aux individus âgés de 15 ans et plus ; le module de gouvernance, sécurité et paix ajouté au questionnaire emploi et appliqué aux individus âgés d'au moins 18 ans dans chaque ménage et le questionnaire secteur informel appliqué aux patrons d'unités de production informelles (UPI) non agricoles connus lors de l'application du questionnaire emploi. Les entretiens ont été réalisés en face à face. L'enquête a été réalisée par CAPI (Computer Assisted Personal Interview) au moyen de smartphones. Les questionnaires ont été programmés en CSPRo et les réponses sont saisies en temps réel sur le terrain sur les smartphones au cours des entretiens (INSEED, 2019). Dans le cadre de la présente étude, seuls les individus âgés de 15 ans et plus sont considérés. Le tableau 1 donne une description de l'ensemble des variables considérées. On note que l'âge moyen de notre échantillon est de 46 ans. Le nombre moyen d'années d'étude complète est d'environ 7 ans, ce qui suggère que l'individu moyen de l'échantillon a un niveau d'éducation secondaire. On peut noter une forte hétérogénéité du niveau d'éducation (0 à 23 années d'étude). Il est également utile de noter que la taille moyenne d'un ménage de l'échantillon est de 6,43, s'étalant de 1 à 28 suggérant également une forte dispersion de cette variable.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives des principales variables du modèle**

Variables	N	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Région	15171	3,632	1,648	1	6
Sexe de l'enquêté	15171	1,540	0,498	1	2
Nombre d'années d'étude complète de l'enquêté	7467	7,092	3,523	0	23
Catégorie socioprofessionnelle du père	9097	2,878	0,502	1	4
Milieu de résidence	15171	0,338	0,473	0	1
Taille du ménage	15171	6,431	3,795	1	28
Statut matrimonial de l'enquêté	15171	2,487	0,941	1	5
Age de l'enquêté	15171	45,70	14,26	15	99
Niveau d'éducation atteint par l'enquêté	15171	0,765	0,878	0	3
Emploi informel	8912	0,932	0,252	0	1
Capital social	15171	0,280	0,449	0	1

*Note : la région est une variable catégorielle prenant la valeur 1 pour Maritime, 2 pour Plateaux, 3 pour Centrale, 4 pour Kara, 5 pour Savanes et 6 pour Grand Lomé. La catégorie socioprofessionnelle du père a pour modalités : 1 = cadre, 2 = employé, 3 = indépendant et 4 = autres. Le statut matrimonial a pour modalités : 1 = célibataire, 2 = monogame, 3 = polygame, 4 = divorcé(e), 5 = veuve ou veuf. L'éducation a pour modalités : 0 = aucun niveau, 1 = primaire, 2 = secondaire, 3 = universitaire. L'âge est en années révolues. Le milieu de résidence est dichotomique : 1 = urbain, 0 = rural. Le sexe est également binaire : 1 = féminin et 2 = masculin. L'emploi informel est aussi binaire : 1 = emploi informel, 0 = emploi formel. Le capital social est défini comme prenant la valeur 1 lorsque l'individu participe à des réunions des syndicats, des ONG ou des associations et 0 autrement.*

*Source : Calculs de l'auteur à l'aide des données de l'enquête ERI-ESI (2017).*

## 2.4. Statistiques descriptives

Le tableau 2 présente les taux d'emploi formel et informel en fonction des caractéristiques sociodémographiques des enquêtés. Dans l'ensemble, 93% des actifs occupés sont employés dans le secteur informel. Des disparités apparaissent selon le niveau d'éducation. A mesure que le niveau d'éducation s'élève, la proportion d'actifs occupés dans le secteur informel diminue, passant de près de 99% parmi les enquêtés n'ayant aucun niveau d'éducation formelle à moins de 42% parmi les enquêtés ayant un niveau d'éducation universitaire. Il semblerait donc que plus un individu est éduqué, moins il a un emploi informel. Près de 95% des femmes actives occupées sont employées dans le secteur informel contre 92% des hommes actifs occupés. La différence moyenne entre les hommes et les femmes est certes faible mais elle est statistiquement significative (voir les tests de différence moyenne présentés dans le tableau en annexe). Des différences statistiquement significatives

sont aussi observées selon le milieu de résidence. Près de 96% des actifs occupés résidant en milieu rural sont employés dans le secteur informel contre 88% environ des actifs occupés en milieu urbain. Selon l'âge des enquêtés, on note que les jeunes de moins de 25 ans et les aînés de plus de 65 ans présentent les taux d'emploi informel les plus élevés (97,5% des actifs occupés ayant moins de 25 ans et 98,8% de ceux ayant plus de 65 ans).

**Tableau 2 : Situation des actifs enquêtés en fonction de leurs caractéristiques socio-démographiques**

Caractéristiques socio-démographiques des enquêtés	Actifs occupés	
	Formel	Informel
<i>Sexe</i>		
Homme	7,1	92,9
Femme	5,5	94,5
<i>Age</i>		
15-24	2,5	97,5
25-34	7,6	92,4
35-44	7,9	92,1
45-54	7,6	92,4
55-64	6,3	93,7
65 ans et plus	1,21	98,8
<i>Milieu de résidence</i>		
Rural	4,2	95,8
Urbain	12,2	87,8
<i>Niveau d'instruction</i>		
Aucun	1,27	98,7
Primaire	2,0	98,0
Secondaire	14,2	85,8
Universitaire	58,2	41,8
<i>Régions</i>		
Maritime	7,5	92,5
Plateaux	6,0	94,0
Centrale	6,4	93,6
Kara	5,0	95,0
Savanes	4,6	95,4
Grand Lomé	11,9	88,1
<i>Ensemble</i>	6,8	93,2
N	606	8912

Note : Les données sont en % sauf le nombre d'observations N.

Source : Calculs de l'auteur à l'aide des données de l'enquête ERI-ESI (2017).

### 3. RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

- Les résultats de l'estimation conjointe des équations (4) et (5) sont présentés dans le tableau 3. Avant d'interpréter les résultats, il convient d'analyser le pouvoir de prédiction du modèle. Le test de Wald montre que l'hypothèse nulle (c'est-à-dire que tous les coefficients de régression sont conjointement nuls) est rejetée à un niveau de significativité de 1 %. Cela implique que les variables incluses dans la régression apportent une amélioration statistiquement significative. L'examen de la corrélation entre les termes d'erreur des différentes équations à travers le paramètre  $\text{atanhrho}$  permet de réaliser le test d'endogénéité. Si pour deux équations le paramètre  $\text{atanhrho}$  est significativement différent de 0, alors des facteurs non observés affectent simultanément ces deux équations, ce qui signifie qu'il y a endogénéité (Agbanyo et Peprah, 2021). Le paramètre étant significatif au seuil de 5%, nous

ne pouvons pas rejeter l'hypothèse de l'endogénéité de l'éducation. Nous avons examiné les facteurs d'inflation de la variance (VIF) pour vérifier la multicollinéarité dans notre échantillon. Le VIF le plus élevé est de 5,81 et le VIF moyen est de 2,34, ce qui ne suggère pas une forte multicollinéarité. En règle générale, si le VIF d'une variable dépasse 10, on dit que cette variable est fortement colinéaire (Gujarati, 2003). Le modèle de sélection a également un fort pouvoir explicatif, avec le test de Wald rejetant l'hypothèse nulle au niveau de significativité de 1%. Le modèle de sélection ne souffre pas non plus de problème de multi colinéarité étant donné que le VIF le plus large est de 3,9.

Les résultats montrent que la probabilité d'avoir un emploi informel diminue à mesure que le niveau d'éducation s'élève. L'effet de l'éducation primaire est négatif mais il n'est statistiquement significatif qu'au seuil de 10%. Par contre, toutes choses égales par ailleurs, lorsque l'individu a un niveau d'éducation secondaire, sa probabilité (significative au seuil de 1%) d'avoir un emploi informel diminue de 10 points de pourcentage par rapport à un individu n'ayant aucun niveau d'éducation formelle. Et la probabilité d'avoir un emploi informel diminue de près de 48 points de pourcentage au seuil de significativité de 1% lorsque l'individu a un niveau d'éducation universitaire par rapport à un individu n'ayant aucun niveau d'éducation formelle. Plusieurs études ont également trouvé dans différents pays que les individus peu éduqués sont les plus susceptibles d'avoir un emploi informel (McCaig et Pavcnik, 2015 ; Williams, Shahid et Martinez, 2016 ; Başbay, Elgin et Torul, 2018 ; Kouadio et Gakpa, 2020 ; Lylia et Moundir, 2020).

Ce résultat corrobore aussi d'une certaine manière les travaux sur les bénéfices liés au niveau d'éducation. Par exemple au Togo, Djahini-Afawoubo (2016) montre que les bénéfices du niveau universitaire sont plus importants que ceux du niveau secondaire qui sont à leur tour plus importants que ceux du primaire, entre autres en donnant accès à des emplois formels offrant une protection sociale et de meilleures conditions d'exercice. Borga et D'Ambrosio (2021) ont mis en évidence l'impact positif de la protection sociale sur la réduction de la pauvreté multidimensionnelle. Les différents niveaux d'éducation peuvent donc engendrer des inégalités structurelles entre les différents groupes sociaux (Arestoff et Sgard, 2012).

Les résultats du modèle de sélection révèlent que toutes choses égales par ailleurs, les femmes ont moins de chance (près de 15 points de pourcentage) d'avoir un niveau d'éducation formelle par rapport aux hommes, 3,25 points de pourcentage de chance en moins d'avoir le niveau d'éducation primaire et près de 10 points en moins d'avoir le niveau d'éducation secondaire par rapport aux hommes. En parallèle, les résultats montrent que toutes choses égales par ailleurs la probabilité de travailler dans le secteur informel augmente de près de 3 points de pourcentage pour les femmes par rapport aux hommes. L'effet du genre est consistant avec les travaux qui montrent que les femmes sont plus fréquemment employées dans le secteur informel dans les pays en développement (McCaig et Pavcnik, 2015 ; Williams, Shahid et Martinez, 2016 ; Başbay, Elgin et Torul, 2018 ; Kouadio et Gakpa, 2020 ; Lylia et Moundir, 2020).

Les résultats montrent également que le milieu de résidence a un effet statistiquement significatif : les résidents des milieux urbains ont une probabilité inférieure de 2,3 points de pourcentage d'avoir un emploi informel que les résidents des milieux ruraux. Ce résultat est conforme à ceux généralement trouvés dans la littérature consacrée aux pays africains (Malam, 2018 ; Kouadio et Gakpa, 2020) et pourrait s'expliquer par le fait que l'environnement urbain offre une plus grande proximité avec les entreprises formelles et les services en charge de la régulation et du contrôle. Les entreprises installées en milieu urbain ont plus de chances d'être enregistrées étant

donné que les incitations accordées aux petites et moyennes entreprises déclarées à l'administration sont plus présentes dans l'environnement urbain.

**Tableau 3 : Les déterminants de l'emploi informel au Togo en utilisant un indicateur catégoriel de l'éducation et la technique du « conditional mixed process » (CMP)**

Variables	Equation de résultat	Equation de sélection			
	Emploi informel	Aucun niveau	Primaire	Secondaire	Université
Niveau d'éducation de l'individu = primaire	-0,00480* (0,00290)				
Niveau d'éducation de l'individu = secondaire	-0,1000*** (0,0106)				
Niveau d'éducation de l'individu = université	-0,477*** (0,0444)				
Milieu de résidence = urbain	-0,0227*** (0,00445)				
Sexe de l'enquêté = féminin	0,0288*** (0,00362)	0,148*** (0,00949)	0,0325*** (0,00237)	0,0992*** (0,00661)	0,0157*** (0,00142)
Age	-0,00529*** (0,000725)				
Age au carré	5,33e-05*** (7,65e-06)				
Région de résidence = Plateaux	0,00352 (0,00424)	0,0189 (0,0158)	0,00254 (0,00213)	-0,0136 (0,0114)	-0,00270 (0,00227)
Région de résidence = Centrale	-0,00378 (0,00495)	0,0246 (0,0171)	-0,00342 (0,00244)	-0,0177 (0,0123)	-0,00346 (0,00240)
Région de résidence = Kara	0,000366 (0,00473)	0,122*** (0,0163)	-0,0258*** (0,00373)	-0,0830*** (0,0111)	-0,0134*** (0,00208)
Région de résidence = Savanes	-0,00942 (0,00602)	0,254*** (0,0159)	-0,0756*** (0,00532)	-0,158*** (0,0103)	-0,0207*** (0,00217)
Région de résidence = Grand Lomé	0,00753* (0,00399)	-0,0733*** (0,0165)	0,00406*** (0,00139)	0,0556*** (0,0126)	0,0136*** (0,00326)
Situation matrimoniale = marié(e) monogame	0,00488 (0,00691)				
Situation matrimoniale = marié(e) polygame	0,0128 (0,00785)				
Situation matrimoniale = divorcé (e)	0,00502 (0,0105)				
Situation matrimoniale = veuf (veuve)	0,0145* (0,00854)				
Taille du ménage	0,000997* (0,000532)				
Capital social = 1	-0,00732** (0,00335)				
Catégorie socioprofessionnelle du père = employés		-0,00467 (0,0275)	0,000102 (0,000661)	0,00361 (0,0212)	0,000955 (0,00559)
Catégorie socioprofessionnelle du père = indépendants		0,144*** (0,0240)	-0,0212*** (0,00157)	-0,103*** (0,0185)	-0,0201*** (0,00481)
Catégorie socioprofessionnelle du père = autres		0,161*** (0,0375)	0,0256*** (0,00806)	-0,114*** (0,0262)	0,0215*** (0,00543)
Atanhrho	0,101**				
Chi2	1612,55	934,78			
Prob > Chi2	0,000	0,000			
Moyenne du VIF	2,34	2,08			
VIF le plus large	5,81	3,9			
Nombre d'observations	9097	9097	9097	9097	9097

Notes : les modalités de référence des variables telles que l'éducation, le sexe, le milieu de résidence, la région, le statut matrimonial, le capital social et la catégorie socioprofessionnelle du père sont respectivement aucun niveau d'éducation formelle, féminin, rural, région maritime, célibataire, cadres, non membre et cadres. Ecart-type entre parenthèses ; \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Source : Estimations de l'auteur à l'aide des données de l'enquête ERI-ESI (2017).

**Tableau 4: Déterminants de l'emploi informel au Togo en utilisant un indicateur continu de l'éducation (nombre d'années d'étude), la méthode des variables instrumentales et le « conditional mixed process » (CMP)**

Variables	Variables instrumentales			CMP	
	Première étape sans variables de contrôle	Première étape avec variables de contrôle	Deuxième étape	Equation de résultat : emploi informel	Equation de sélection : éducation
Nombre d'années d'étude de l'individu			-0,338*** (0,0429)	-0,0202*** (0,00151)	
Milieu de résidence = Urbain			-0,00275 (0,124)	-0,0190*** (0,00641)	
Sexe de l'enquêté = Féminin		-1,674*** (0,0954)	0,297*** (0,114)	0,0307*** (0,00541)	-0,0207*** (0,00144)
Age de l'individu			-0,111*** (0,0200)	-0,00900*** (0,00127)	
Age au carré			0,00113*** (0,000212)	9,01e-05*** (1,35e-05)	
Région de résidence = Plateaux		-0,353** (0,152)	-0,126 (0,124)	-0,00580 (0,00775)	-0,00392** (0,00171)
Région de résidence = Centrale		-0,829*** (0,164)	-0,174 (0,145)	-0,0113 (0,00850)	-0,0110*** (0,00234)
Région de résidence = Kara		-0,569*** (0,163)	-0,297** (0,134)	-0,0108 (0,00877)	-0,00669*** (0,00204)
Région de résidence = Savanes		-0,766*** (0,179)	-0,553*** (0,150)	-0,0449*** (0,0138)	-0,00980*** (0,00255)
Région de résidence = Grand Lomé		0,853*** (0,161)	0,0674 (0,135)	0,0144** (0,00621)	0,00633*** (0,00125)
Situation matrimoniale = Marié(e) monogame			-0,0788 (0,165)	-0,00340 (0,00947)	
Situation matrimoniale = Marié(e) polygame			-0,0465 (0,205)	0,00128 (0,0117)	
Situation matrimoniale = Divorcé (e)			-0,465* (0,264)	-0,0155 (0,0188)	
Situation matrimoniale = Veuf (veuve)			-0,272 (0,256)	0,00668 (0,0138)	
Taille du ménage			-0,00478 (0,0160)	0,00126 (0,000982)	
Capital social = membre			-0,0769 (0,0858)	-0,0101* (0,00569)	
<i>Instrument : catégorie sociopro. du père</i>					
Catégorie socioprofessionnelle du père = employés	-0,812*** (0,285)	-0,828*** (0,273)			-0,00159*** (0,000482)
Catégorie socioprofessionnelle du père = indépendants	-3,389*** (0,247)	-3,097*** (0,239)			-0,0186*** (0,000837)
Catégorie socioprofessionnelle du père = autres	-3,268*** (0,413)	-2,858*** (0,409)			-0,0151*** (0,00424)
F	138,61	98,05			
Prob > F	0,000	0,000			
R <sup>2</sup>	0,084	0,161			
Chi2			11,28		
Prob > Chi2			0,001		
Moyenne du VIF	2,73	1,93	2,2	1,92	2,08
VIF le plus large	3,54	3,6	5,4	4,37	3,9
Atanhrho				0,17***	
Chi2				1367,98	
Prob > Chi2				0,000	
Nombre d'observations	4559	4559	3390	4559	4559

Notes : les modalités de référence des variables telles que l'éducation, le sexe, le milieu de résidence, la région, le statut matrimonial, le capital social et la catégorie socioprofessionnelle du père sont respectivement aucun niveau d'éducation formelle, féminin, rural, région maritime, célibataire, cadres, non membre et cadres. Ecart-type entre parenthèses ; \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Source : Estimations de l'auteur à l'aide des données de l'enquête ERI-ESI (2017).

Le capital social a également un effet statistiquement significatif au seuil de 5% même si l'effet marginal est faible : par rapport aux individus qui ne participent pas à des réunions des syndicats, des ONG ou des associations, ceux qui y participent ont moins de chance d'être employés dans le secteur informel. Ce résultat pourrait s'expliquer par le réseau constitué au sein duquel circule plus rapidement l'information, notamment sur les offres d'emploi (Cappellari et Tatsiramos, 2015 ; Hensvik et Skans, 2016 ; Elliott et al., 2019 ; Galbis, Wolff et Herault, 2020).

Par contre, les variables telles que le statut matrimonial, la région de provenance et la taille du ménage ne semblent pas avoir un effet très significatif sur la probabilité de travailler dans le secteur informel : par rapport aux célibataires, les veufs/veuves ont plus de chance de travailler dans le secteur informel mais l'effet n'est significatif qu'au seuil de 10% ; de même, par rapport aux individus résidant dans la région maritime, les résidents du Grand Lomé ont plus de chances de travailler dans le secteur informel mais l'effet n'est statistiquement significatif qu'au seuil de 10%. La taille du ménage a le signe attendu mais l'effet n'est également significatif qu'au seuil de 10%.

Les résultats montrent également que plus l'âge avance plus la probabilité de travailler dans le secteur informel diminue, toutes choses égales par ailleurs. L'effet marginal de l'âge est toutefois très faible. Le signe positif de l'âge au carré suggère cependant l'existence d'une relation en U entre l'âge et l'emploi informel. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que les jeunes doivent passer un certain temps sur le marché du travail avant de décrocher un emploi formel et que des actifs âgés ou des retraités occupent des emplois non déclarés. Cette relation en U entre l'âge et l'emploi informel est également conforme à la littérature existante (Başbay, Elgin et Torul, 2018 ; Williams et Martinez, 2014).

- Dans la suite de l'article, nous testons la robustesse des résultats en retenant le nombre d'années d'étude de l'individu comme une mesure alternative de l'éducation et en utilisant à la fois la méthode des variables instrumentales et le CMP. Les résultats sont présentés dans le tableau 4. Avant d'interpréter les résultats, il faut noter, s'agissant de la méthode des variables instrumentales, que le test d'exogénéité de Wald suggère l'endogénéité de l'éducation puisque la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle d'exogénéité est en dessous du seuil de 1%. L'utilisation de la méthode des variables instrumentales est donc justifiée. Le tableau 4 présente également les résultats des régressions de première étape avec comme instrument la catégorie socioprofessionnelle du père. Nous avons d'abord régressé l'instrument sur le nombre d'années d'étude complète de l'individu, sans variables de contrôle. Comme prévu, le coefficient de l'instrument est statistiquement significatif au seuil de 1%. Par rapport à un enquêté dont le père était un cadre, le nombre d'années d'étude complète d'un enquêté dont le père était employé, indépendant ou autres, diminue respectivement de 0,8, 3,4 et 3,3. Ces résultats restent valides même lorsque les variables de contrôle sont ensuite ajoutées, même si on note une légère diminution des coefficients. Les statistiques des tests de Fisher (F) sont satisfaisantes tant pour le modèle sans variables de contrôle que pour le modèle avec des variables de contrôle car l'hypothèse nulle est rejetée dans les deux cas au seuil de significativité de 1%. La valeur de F, dans les deux cas, est également supérieure à 10, le seuil recommandé (Staiger & Stock, 1997 ; Stock & Yogo, 2005). Nous pouvons donc conclure que l'instrument est fortement corrélé à la variable explicative endogène, l'éducation. Pour que l'instrument utilisé ne souffre pas de faiblesse statistique, il faudrait en plus qu'il soit exogène, c'est-à-dire qu'il ne doit pas être corrélé au terme d'erreur. Comme nous l'avons souligné plus haut, les individus enquêtés n'ont pas la possibilité de choisir la catégorie socioprofessionnelle de leurs pères. Nous pouvons donc raisonnablement supposer que la catégorie socioprofessionnelle du père ne

soit pas corrélée au terme d'erreur. Sur la base de ces résultats, nous pouvons conclure que l'instrument utilisé ne souffre pas de faiblesse statistique. Le modèle n'indique pas non plus de multicolinéarité, étant donné que la valeur la plus élevée du VIF est de 5,4. S'agissant du CMP, le test de Wald montre que l'hypothèse nulle est rejetée à un niveau de significativité de 1 %, ce qui implique que les variables incluses dans la régression créent une amélioration statistiquement significative de l'ajustement du modèle. Le paramètre  $\text{atanhrho}$  étant significatif au seuil de 1%, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse de l'endogénéité de l'éducation. L'examen des VIF montre que le VIF le plus élevé est de 4,37, ce qui ne suggère pas une forte multicolinéarité.

Même si les effets marginaux ne sont pas de même ampleur d'un modèle à un autre, nos principaux résultats sont robustes. En effet, quel que soit le modèle considéré, les résultats montrent que l'éducation a un effet négatif et statistiquement significatif au seuil de 1% sur les chances d'avoir un emploi informel. Toutes choses égales par ailleurs, pour chaque variation infinitésimale du nombre d'années d'étude complètes, la probabilité d'avoir un emploi informel diminue entre 2 points et 34 points de pourcentage au seuil de significativité de 1%. De même, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité d'avoir un emploi informel augmente pour les femmes par rapport aux hommes. L'existence d'une relation en U entre l'emploi informel et l'âge est également robuste. Par contre, l'effet du capital social n'est plus statistiquement significatif en utilisant la méthode des variables instrumentales. Il en est de même pour la taille du ménage, quel que soit le modèle considéré.

### CONCLUSION

Le secteur informel représente une proportion importante de l'emploi au Togo. Des études ont analysé l'effet des caractéristiques sociodémographiques des individus sur leur probabilité d'être employés dans le secteur informel sans véritablement mettre en exergue l'effet de l'éducation. Le présent article a notamment mis en évidence l'effet des différents niveaux d'éducation sur l'emploi informel, en utilisant des données provenant de l'Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel, réalisée en 2017 au Togo par l'Institut National des Etudes Economiques et Démographiques. Dans un premier temps, l'éducation est mesurée par une variable qui distingue les différents niveaux d'éducation. Nous avons alors procédé à une modélisation conjointe de l'emploi informel et de l'éducation basée sur le cadre des régressions apparemment non liées en employant le CMP afin de tenir compte des biais d'endogénéité de l'éducation liés aux biais de sélection et aux facteurs inobservables. Nous avons ensuite testé la robustesse des résultats obtenus en utilisant un indicateur alternatif de l'éducation, le nombre d'années d'études et en employant à la fois la méthode des variables instrumentales et le CMP. Les résultats ont montré que la probabilité d'être employé dans le secteur informel se réduit à mesure qu'on passe d'un niveau d'éducation inférieur à un niveau d'éducation plus élevé. Les résultats ont également révélé que les femmes ont une probabilité plus forte d'être employées dans le secteur informel.

A la lumière de ces résultats, il faudrait réduire les inégalités d'accès et de maintien à l'école entre filles et garçons, entre résidents des milieux ruraux et résidents des milieux urbains, qui se traduisent plus tard par des inégalités d'accès à l'emploi formel. La politique économique devrait donc cibler les couches défavorisées comme les populations les plus pauvres, les populations rurales et les filles dans le cadre de l'accès à l'éducation primaire et après.



## REFERENCES

- Adair, P. & Bellache, Y.**, 2012, Emploi et secteur informels en Algérie : déterminants, segmentation et mobilité de la main d'œuvre, *Région et Développement* 35, 121-149.
- Agbanyo, R. & Peprah, J.A.**, 2021, National health insurance and the choice of delivery facility among expectant mothers in Ghana, *International Journal of Health Economics and Management*, 21, 27-49
- Agbanyo, R.**, 2020, Ghana's national health insurance, free maternal healthcare and facility-based delivery services, *African Development Review*, 32, 1, 27-41.
- Aikaeli, J. & Mkenda, B.**, 2014, Determinants of Informal Employment: A Case of Tanzania's Construction Industry, *Botswana Journal of Economics* 12, 2, 51-73
- Albertini, J., Ismail, K., Poirier, A. & Terriau, A.**, 2020, Le travail informel dans les pays en développement : une revue de la littérature, *Revue française d'économie*, 35, 1, 139-182.
- Angrist, J. D. & Krueger, A. B.**, 1991, Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 4, 979-1014 .
- Arestoff, F. & Sgard, J.**, 2012, Education, pauvreté, inégalités : quelles relations économiques ?, *Ceriscope Pauvreté*, <http://ceriscope.sciences-po.fr/pauvrete/content/part4/education-pauvrete-inegalites-queelles-relations-economiques>.
- Ariyo, A. & Bekoe, W.**, 2012, Currency Demand, the Underground Economy and Tax Evasion: The Case of Nigeria, *Journal of Monetary and Economic Integration*, 2, 2, 130-157.
- Basbay, M., Elgin, C. & Torul, O.**, 2018, Socio-demographics, political attitudes and informal sector employment: A cross-country analysis, *Economic Systems*, 42, 4, 556-568.
- Basu, K.**, 1997, *Analytic Development Economics: The Less Developed Economy Revisited*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Becker, G. S.**, 1964, *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, Columbia University Press, New York.
- Borga, L. G. & D'Ambrosio, C.**, 2021, Social protection and multidimensional poverty: Lessons from Ethiopia, India and Peru, *World development*, 147, 1-22.
- Cappellari, L. & Tatsiramos, K.**, 2015, With little help from my friends? Quality of social networks, job finding and job match quality, *European Economics Review*, 78, 55-75.
- Currie, J. & Moretti, E.**, 2003, Mother's education and the intergenerational transmission of human capital: Evidence from college openings, *Quarterly Journal of Economics*, 118, 4, 495-532.
- Dee, T. S.**, 2004, Are there civic returns to education?, *Journal of Public Economics*, 88, 9-10, 1697-1720.
- Dickens, W.T. & Lang, K.**, 1985, A test of dual labor market theory, *The American Economic Review*, 67, 2, 792-805.
- Djahini-Afawoubo, D. M.**, 2016, Public spending on education in Togo: Does the poor benefit?, *Economics Bulletin* 36, 4, 2137-2147.
- Djahini-Afawoubo, D. M. & Atake E-H**, 2018, Extension of Mandatory Health Insurance to Informal Sector Workers in Togo, *Health Economics Review*, 8, 22, 1-13.
- Djahini-Afawoubo, D. M. & Couchoro, M. K.**, 2020, What happen to multidimensional poverty between 2006 and 2015 in Togo?, *Economics Bulletin*, 40, 2, 1201-1215.
- Doeringer, P. B. & Piore, M. J.**, 1971, *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington MA, Heath.
- Duée, M.**, 2005, L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants, *Revue économique*, 56, 3, 637-646.
- Elliott, M. L., Goyal, S. & Teytelboym, A.**, 2019, Networks and economic policy, *Oxford Review of Economic Policy*, 35, 4, 565-585.
- Fields, G.S.**, 1990, Labour market modelling and the urban informal sector: theory and evidence », in D., Salome, B., Schwarz, A. (eds.), *The Informal Sector Revisited*, Thurnham, Paris, OECD, 49-69.
- Fields, G.S.**, 2005, A Guide to Multisector Labor Market Models, Washington DC, World Bank, Social Protection Discussion Paper Series 0505.
- Fortin, B., Marceau, N. & Savard, L.**, 1997, Taxation, Wage Controls And The Informal Sector, *Journal of Public Economics*, 66, 2, 293-312.
- Gaddis, I. & Demery, L.**, 2012, Benefit incidence analysis, needs and demography: Measurement issues and an empirical study for Kenya, Poverty, Equity and Growth in Developing and Transition Countries: Statistical Methods and Empirical Analysis Discussion Papers, 122.

- Galbis, E. M., Wolff, F. C. & Herault, A.**, 2020, How helpful are social networks in finding a job along the economic cycle? Evidence from immigrants in France, *Economic Modelling*, 91, 12-32.
- Gherbi, H.**, 2014, Caractéristiques et déterminants de l'emploi informel féminin en Algérie. Le cas de la wilaya de Bejaia, *Mondes en développement*, 168, 2, 45-58.
- Gindling, T.**, 1991, Labor market segmentation and the determination of wages in the public, private-formal and informal sectors in San-Jose, Costa-Rica, *Economic Development and Cultural Change*, 39, 3, 585-603.
- Guha-Khasnobis, B., Kanbur, R. & Ostrom, E.**, 2006, *Linking the Formal and Informal Economy: Concepts and Policies*, Oxford University Press, New York.
- Gujarati, D. N.**, 2003, *Basic econometrics*, 4th ed. The McGraw-Hill Companies, New York.
- Günther, I., & Launov, A.**, 2012, Informal employment in developing countries: opportunity or last resort?, *Journal of Development Economics*, 97, 1, 88-98.
- Harris, J.R. & Todaro, M.P.**, 1970, Migration, unemployment and development: a wosector analysis, *The American Economic Review*, 60, 1, 126-142.
- Heckman, J. & Hotz, V.**, 1986, An investigation of the labor market earnings of Panamian males, *The Journal of Human Resources*, 21, 4, 507-542.
- Heckman, J.**, 1979, Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, 47,1, 153-161.
- Heckman, J., Ichimura, H. & Todd, P.**, 1997, Matching As An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program, *Review of Economic Studies*, 64, 605-654.
- Hensvik, L. & Skans, O. N.**, 2016, Social networks, employee selection, and labor market outcomes, *Journal of Labor Economics*, 34, 4, 825-867.
- INSEED**, 2019, Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel, 2017, Togo.
- INSEED**, 2020, note synthétique sur les résultats de Pauvreté, enquête harmonisée sur les conditions de vie des ménages, 2018-2019, Togo.
- Korem, A.**, 2019, Young or adult: who has more chance to find a job in Togo?, *Economics Bulletin*, 39, 3, 1898-1911.
- Kouadio H. & Gakpa, L. L.**, 2020, Micro-determinants of informal employment in Côte d'Ivoire: The role of socio-demographic factors, *Journal of Economics and international Finance*, 12, 3, 95-104.
- Lewis, W.A.**, 1954, Economic development with unlimited supplies of labour, *Manchester School*, 22, 2, 139-191.
- Loayza, N. V.**, 1996, The Economics of the Informal Sector: a Simple Model and some Empirical Evidence from Latin America, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 45, 129-162.
- Lylia, S. & Moundir, L.**, 2020, Investigating the effect of trust in institutions on the decision of young people in selected MENA countries to opt for an informal economic activity: Algeria, Egypt, Lebanon, Morocco and Tunisia, *International Journal of Technology Management & Sustainable Development*, 9, 2, 173-193.
- Magnac, T.**, 1991, Segmented or competitive labor markets, *Econometrica*, 59, 1, 165-187.
- Malam, N.**, 2018, Diplômes et emplois informels au Niger : les enseignements de l'enquête nationale sur l'emploi et le secteur informel, *Revue Internationale des Economistes de Langue Française*, 3, 1, 180-201.
- Maloney, W.F.**, 2004, Informality revisited, *World Development*, 32, 7, 1159-1178.
- McCaig, B., & Pavcnik, N.**, 2015, Informal employment in a growing and globalizing low-income country, *American Economic Review*, 105, 5, 545-550.
- Mongo, M.**, 2013, Les déterminants de l'innovation : une analyse comparative service/industrie à partir des formes d'innovation développées, *Revue d'Economie Industrielle*, 143, 3, 71-108.
- OCDE**, 2001, Du bien être des Nations : le rôle du capital humain et social, Paris, OCDE.
- Ordonez, J.C.L.**, 2014, Tax Collection, the Informal Sector, and Productivity, *Review of Economic Dynamics*, 17, 2, 262-286.
- Osei Adu, K.**, 2020, Effects of national health insurance status on individual's choice of healthcare facility in selected Regions of Ghana, *International Journal of Statistics and Economics*, 21, 1, 25-40.
- Ouedraogo A. A. S.**, 2017, Etude comparée des déterminants de l'emploi des jeunes et des adultes au Burkina Faso, *Les cahiers du Cedimes*, 11, 2, 31- 44.
- Paulson, A.L. & Townsend, R.M.**, 2005, Financial constraints and entrepreneurship: evidence from the Thai financial crisis, *Economic Perspectives*, 3Q, 34-48.

- Pratap, S. & Quintin, E.**, 2006, Are labor markets segmented in developing countries? A semiparametric approach, *European Economic Review*, 50, 7, 1817–1841.
- Preget, R. & Waelbroeck, P.**, 2006, Un modèle d'estimation de la valeur des lots de bois à partir de résultats d'enchères avec invendus, *Revue économique*, 57, 3, 593-603.
- Priest, G.L.**, 1994, The ambiguous moral foundations of the underground economy, *The Yale Law Journal*, 103, 8, 2259–2288.
- PSE**, 2014, Amélioration de l'accès, de l'équité et de la qualité de l'éducation au Togo, Plan sectoriel de l'éducation 2014-2025.
- Reiffel, J.A.**, 2020, Propensity Score Matching: The 'Devil is in the Details' Where More May Be Hidden than You Know, *The American Journal of Medicine*, 133, 178–181.
- Roodman, D.**, 2011, Fitting fully observed recursive mixed-process models with cmp, *The Stata Journal*, 11, 2, 159–206.
- Rosenbaum, P.R. & Rubin, D.B.**, 1983, The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, 70, 1, 41-55.
- Rosenzweig, M.**, 1988, Labor Markets in Low Income Countries, in Chenery, H., Srinivasan, T.N. (eds.), *Handbook of Development Economics*, Holland Publishing, Amsterdam, 713-762.
- Schneider, F. & Enste D.**, 2000, Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences, *The Journal of Economic Literature*, 38, 1, 77-114.
- Schultz, T. W.**, 1961, Investment in Human Capital, *The American Economic Review*, 51, 1-17.
- Staiger, D., & Stock, J.**, 1997, Instrumental Variables Regression with Weak Instruments, *Econometrica*, 65, 3, 557–586.
- Stiglitz, J.E.**, 1976, The efficiency wage hypothesis, surplus labor, and the distribution of labour in LDCs, *Oxford Economic Papers*, 28, 2, 185–207.
- Stock, J.H. & Yogo, M.**, 2005, Testing for weak instruments in linear IV regression. In: Andrews, D.W.K., Stock, J.H. (Eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas J. Rothenberg*, Cambridge University Press, 80–108.
- Thomas, J. J.**, 1992, *Informal Economic Activity*, LSE Handbooks of Economics. London: Harvester Wheatsheaf.
- Valat, E.**, 2021, Les inégalités d'éducation entre les natifs des Drom et de métropole : le rôle déterminant du capital humain transmis par les parents, *Population*, 76, 1, 115-153.
- Williams, C.C. & Martinez-Perez, A.**, 2014, Entrepreneurship in the informal economy: A product of too much or too little state intervention?, *International Journal of Entrepreneurship and Innovation*, 15, 4, 227–237.
- Williams, C.C., Shahid, M.S. & Martinez, A.**, 2016, Determinants of the level of informality of informal micro-enterprises: some evidence from the city of Lahore, Pakistan, *World Development*, 84, 312–325.
- Wood I., Egger M., Gluud L. L., Schulz K. F, Jüni P., Altman, D. G. & Sterne JA.**, 2008, Empirical Evidence of Bias in Treatment Effect Estimates in Controlled Trials with Different Interventions and Outcomes: Meta-epidemiological study, *British Medical Journal*, 336, 7644, 601-605.

## ANNEXE

### Tests de différence moyenne du statut d'emploi des enquêtés en fonction du genre et du milieu de résidence

	Obs1	Obs2	Moy1	Moy2	Dif	Ecart-type	t	P>t
Taux d'emploi informel par sexe	1665	7247	0,95	0,93	0,02	0,01	2,4	0,02
Taux d'emploi informel par milieu de résidence	5989	2923	0,96	0,88	0,08	0,01	14,25	0
Taux d'inactivité par sexe	2964	12207	0,31	0,29	0,02	0,01	2,15	0,03

Note : Les modalités de la variable sexe sont : 1 = femme et 2 = homme. Les modalités de la variable milieu de résidence sont : 0 = rural et 1 = urbain.

Source : Estimations de l'auteur à l'aide des données de l'enquête ERI-ESI (2017).

---

### **Effect of the level of education on the probability of being employed in the informal sector in Togo**

**Abstract -** The main objective of this study is to analyze the effect of the level of education attained by an individual on his or her chances of escaping informal employment in Togo. To do so, data from the Integrated Regional Survey on Employment and the Informal Sector, conducted in Togo in 2017 by the National Institute of Economic and Demographic Studies, were used. We employed two separate indicators of education: the completed years of schooling and a discrete variable distinguishing different level of education. The seemingly unrelated regression framework and the instrumental variables approach were used. The results robustly show that education reduces the likelihood of being informally employed. The higher the level of education attained, the greater the effect of education on informal employment. Women are more likely to be employed in the informal sector than men.

---

**Key-words**

Education  
Informal employment  
Gender  
Africa  
Togo

---