



www.cedres.bf

REVUE CEDRES-ETUDES

Revue Economique et Sociale Africaine

**IMPACT DE L'EDUCATION SUR LA PRODUCTIVITE DES
ENTREPRISES INFORMELLES DE LA VILLE DE OUAGADOUGOU**

Denis AKOUERABOU & al.

**EVALUATION DES INTERRELATIONS ENTRE L'AGRICULTURE,
L'INDUSTRIE ET LES SERVICES AU BURKINA FASO.**

Mahamadou DIARRA

**REGLE DE TAYLOR ET POLITIQUE MONÉTAIRE DANS LA
ZONE UEMOA**

Séraphin Prao YAO

**LES ENTREPRISES INFORMELLES DE TRANSFORMATION
AGROALIMENTAIRE ET LE DÉFI DE LA PROTECTION DE LA
SANTÉ DU CONSOMMATEUR AU BURKINA FASO**

Florent SONG-NABA

**LA VOLATILITE DES TAUX DE CHANGE ET L'INTEGRATION
DES MARCHES DANS L'ESPACE CEDEAO**

Abel TIEMTORE

**CROISSANCE, EFFICACITE ET TAILLE DES INSTITUTIONS DE
MICROFINANCE (IMF)**

Jean Baptiste ZETT

La REVUE CEDRES-ETUDES publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée et en gestion proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES -ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur www.cedres.bf).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (50 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES www.cedres.bf

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université de Ouagadougou dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web : www.cedres.bf

DIRECTEUR DE PUBLICATION

Pr Idrissa M. OUEDRAOGO, Université Ouaga 2

COMITE EDITORIAL

Pr Pam ZAHONOGO, UO2 Editeur en Chef

Pr Yves ABESSOLO, Université Yaoundé II

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Augustin ANASSE, Université Alassane OUATTARA, Bouaké

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Médard MENGUE BIDJO, Université Omar Bongo

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Raphaël NKAKLEU, Université de Douala

Pr Jean Louis NKOULOU NKOULOU Université Omar Bongo

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta Diop

Pr Fatou DIOP/SALL, Université Cheikh Anta Diop

Pr Bertrand SOGBOSSI BOCCO, Université d'Abomey Calavi

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

SECRETARIAT D'EDITION

Dr Samuel Tambi KABORE, UO2

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UO2

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UO2

Dr Kassoum ZERBO, Université Ouaga 2

COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE

Pr Géro Fulbert AMOUSSOUGA, Université d'Abomey Calavi

Pr Geneviève CAUSSE, Université Paris Est

Pr Abdoulaye DIAGNE, Université

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Ababacar MBENGUE, Université de Reims

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo

Pr Serge Auguste Balibé BAYALA, Université Ouaga 2

Pr Mama Ouattara, Université Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Idrissa OUEDRAOGO, Université Ouaga 2

Pr Kimséyinga SAVADOGO, Université Ouaga 2

Pr Gnderman SIRPE, Université Ouaga 2

Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, Université Ouaga 2

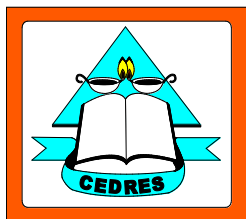
Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

03 BP 7210 Ouagadougou 03. Burkina Faso. Tel: (+226) 50 33 16 36

Fax : (+226 50 31 26 86) – Email : lecourrier@cedres.bf, Site web : www.cedres.bf

Fax : (+226 50 31 26 86) - Email : lecourrier@cedres.bf . Site web : www.cedres.bf

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et
Sociales (CEDRES)



www.cedres.bf

REVUE CEDRES-ETUDES

Revue Economique et Sociale Africaine

REVUE CEDRES-ETUDES N° 57

1^{er} SEMESTRE 2014

REVUE CEDRES-ETUDES - N°57 – 1^{er} Semestre 2014 - ISSN 1021-3236

SOMMAIRE

EDITORIAL	v
IMPACT DE L'ÉDUCATION SUR LA PRODUCTIVITÉ DES ENTREPRISES INFORMELLES DE LA VILLE DE OUAGADOUGOU <i>B. Denis AKOUWERABOU; A Joel KORAHIRE; W. Olivier BAGRE; Daniel SANON</i>	1
EVALUATION DES INTERRELATIONS ENTRE L'AGRICULTURE, L'INDUSTRIE ET LES SERVICES AU BURKINA FASO <i>Mahamadou DIARRA</i>	25
RÈGLE DE TAYLOR ET POLITIQUE MONÉTAIRE DANS LA ZONE UEMOA <i>Séraphin PRAO YAO</i>	49
LES ENTREPRISES INFORMELLES DE TRANSFORMATION AGROALIMENTAIRE ET LE DÉFI DE LA PROTECTION DE LA SANTÉ DU CONSOMMATEUR AU BURKINA FASO <i>Florent SONG-NABA</i>	75
LA VOLATILITÉ DES TAUX DE CHANGE ET L'INTEGRATION DES MARCHES DANS L'ESPACE CEDEAO <i>Abel TIEMTORE</i>	95
CROISSANCE, EFFICACITÉ ET TAILLE DES INSTITUTIONS DE MICROFINANCE (IMF) <i>Jean Baptiste ZETT</i>	111

Ce premier numéro du semestre 2014 marque la continuité de parution de la revue. Ce numéro 57 est le fruit d'un travail effectué sur plus d'une trentaine d'articles. Il traite de sujets économiques actuels et pertinents.

Le premier article fait état de l'impact de l'éducation sur les performances des acteurs du secteur informel. Ces travaux réalisés par Akouwerabou Denis ; Korahiré Joël ; Bagré w. olivier ; Sanon Daniel sont d'un grand intérêt compte tenu son proximité avec les problèmes récurrents rencontrés dans nos pays en développement. Les résultats témoignent des effets positifs significatifs, quand bien même modestes, de l'éducation comme facteur d'amélioration de la rentabilité dans des secteurs peu suivis ou peu organisés

Le second article, présenté par Mahamadou DIARRA (Université Koudougou), traite de l'évaluation des interrelations entre l'agriculture, l'industrie et les services au Burkina Faso. Il montre comment les économies du pays sont peu intégrés avec un secteur agricole qui porte l'industrie et un secteur des services neutre. Une telle situation ne contribue pas à l'essor économique national qui gagnerait à ce qu'il y ait un effet d'entraînement réversible entre les différents services.

Le troisième étudie règle de Taylor et politique monétaire dans la zone uemoa. Présenté par Prao Yao Séraphin (Université Alassane Ouattara), il montre que pour la fixation du taux d'intérêt par la BCEAO, il y a un faible pouvoir explicatif du comportement des autorités monétaires de l'Union Economique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA).

Le quatrième qui est un article de Florent SONG-NABA (Université Ouaga 2) traite des entreprises informelles de transformation agroalimentaire et le défi de la protection de la santé du consommateur au Burkina Faso. L'auteur montre combien il est difficile pour les gouvernants de suivre efficacement le respect des normes sanitaires au niveau petites entreprises qui exercent dans l'agroalimentaire.

Le cinquième est présenté par Abel Tiemtoré (Université Ouaga 2). Il analyse à l'aide de modèle GARCH la volatilité des taux de change et l'intégration des marchés dans l'espace CEDEAO. Il révèle la présence d'effets marqués ARCH et GARCH entre les trois principales monnaies que sont CFA le Naira et le CEDI.

Quant au dernier article, il est consacré à la croissance, l'efficacité et taille des institutions de microfinance. Développé par Jean Baptiste ZETT (Université Ouaga 2). Les résultats traduisent une inefficacité des institutions de microfinance de types mutualiste due à un déficit en qualité et

quantité de leurs équipements. Il donne aussi les facteurs sur lesquels il faudrait jouer pour améliorer ses performances.

Pr Idrissa M. OUEDRAOGO
Directeur de Publication

IMPACT DE L'ÉDUCATION SUR LA PRODUCTIVITE DES ENTREPRISES INFORMELLES DE LA VILLE DE OUAGADOUGOU

AKOUWERABOU B. Denis¹ ; KORAHIRE A Joel² ;
BAGRE W. Olivier³ ; SANON Daniel⁴

Résumé

L'accumulation du capital humain est considérée comme un facteur déterminant dans l'amélioration de la productivité et du revenu des travailleurs. L'éducation étant une des voies d'amélioration du capital humain, beaucoup de stratégies ont été mises en œuvre par les dirigeants des pays en développement (PED) pour accroître les taux de scolarisation. La question abordée dans le présent article est relative à la productivité de l'éducation dans le secteur informel manuel de la commune urbaine de Ouagadougou. La méthode de recherche utilisée est essentiellement quantitative et s'appuie sur des données primaires collectées en 2011. Ces données ont été collectées auprès de 980 individus répartis entre 301 chefs d'ateliers et 679 employés, évoluant dans l'un des secteurs d'activités suivant : la coiffure, la menuiserie bois, la mécanique à deux roues et la couture. Les résultats économétriques montrent que l'éducation a un rendement faible mais significatif sur les outputs de l'ensemble des secteurs concernés par notre étude. D'un point de vue empirique, la robustesse de ce résultat provient du fait que nos données ne confortent pas l'hypothèse selon laquelle l'éducation est un signal sur le marché de travail informel.

Mots clefs : Secteur informel, productivité de l'éducation, signal, revenu, Ouagadougou.

¹ Unité de formation et de recherche en sciences économiques et de gestion (UFR /SEG) Université Ouaga 2. Mail : denisj16@yahoo.fr Tél : +22670473773

² Institut des Sciences Sociétés (INSS). Mail : joekorahire@yahoo.fr. Tél +22670720491.

³ Ministère de l'éducation nationale et de l'alphabétisation (MENA). Mail : boliviers@yahoo.fr Tél : +22670001137.

⁴ Université catholique de l'Afrique de l'ouest (UCAO). Mail : dani_shiara@yahoo.fr Tél : +22678052940

Summary

The human capital accumulation is regarded as a determining factor of workers' productivity and income growth. At this regard, many strategies are implemented by the government of the LDCs to increase the rates of schooling. The question tackled in this article relates to the productivity of education in the informal manual sector of the urban district of Ouagadougou. The method of research is essentially quantitative and is based on primary data collected in 2011. These data have been collected from 980 individuals divided into 301 heads of workshops and 679 employees, moving in the hairstyle, the joinery, mechanics of two wheels and the seam. The econometric results showed that education has a weak but significant impact on the outputs on the whole concerned sectors in this study. Moreover, according the empirical point of view the data do not support the assumption that education is used like a signal on the informal work market.

Key words: *Informal sector, productivity of education, signal, income, Ouagadougou.*

INTRODUCTION

La théorie du capital humain et ses développements ont contribué à expliquer la croissance économique et l'évolution des revenus individuels. Selon cette théorie, les politiques de développement considèrent que l'élévation qualitative des ressources humaines qui amène les travailleurs à une plus grande productivité passe par l'amélioration de l'offre de santé, de sécurité alimentaire et surtout de l'éducation.

L'importance que les sociétés modernes accordent à l'éducation se fonde aussi sur la corrélation positive fréquemment observée entre les niveaux d'éducation et de revenu. En effet, la théorie du capital humain suppose qu'il existe un effet de feed-back entre l'éducation et la rémunération salariale. Au plan microéconomique, il est démontré que le taux de salaire évolue positivement avec le niveau d'éducation. A l'échelle des pays, Grillis et al., (1995) ont montré que l'analphabétisme sévit dans les Pays en Développement (PED) mais diminue régulièrement avec la hausse des revenus de ces pays.

Un facteur important à considérer dans la discussion portant sur la capacité de l'éducation à accroître le revenu individuel est le marché de travail urbain et la différence des compétences. Pour Kothari (1970) le rendement de l'éducation est élevé dans les PED parce que les travailleurs qualifiés sont employés dans les travaux non manuels. On peut cependant douter du fait que le salaire reflète réellement la productivité des agents dans ces secteurs. En effet, l'importance relative des facteurs institutionnels dans la détermination des salaires dans le secteur formel urbain s'accroît à mesure que les compétences et le niveau d'éducation des travailleurs s'améliorent. Le salaire est déterminé dans le secteur public par des décrets administratifs. Lorsque le secteur public joue un rôle très important dans l'économie (comme c'est le cas dans beaucoup de PED), les salaires du secteur privé formel se conforment à ceux du secteur public. Ce qui ne permet pas par ailleurs de capter le rôle réel de l'éducation dans l'amélioration des revenus du secteur privé formel.

C'est pourquoi, il est judicieux de faire au préalable une distinction entre le secteur formel et le secteur informel. Au Burkina Faso, la distinction entre le secteur formel et informel est faite sur la base du chiffre d'affaire annuel⁵.

⁵ Au Burkina-Faso, est considéré comme faisant partir du secteur formel les entreprises de prestations de services réalisant au moins 15 000 000 de francs CFA de chiffre d'affaire annuel.

Ce critère de distinction pose pourtant un problème puisqu'il s'appuie sur le chiffre d'affaire qui est une variable endogène. Dans les pays où les travailleurs peuvent migrer facilement des activités informelles vers le secteur formel, cette partition peut entraîner des biais dans l'analyse isolée de chaque catégorie de secteur. Dans les PED où cette migration est rare, ce biais de sélection est peu probable (Mazumdar, 1989) ; ce qui permet d'analyser les revenus du secteur formel et informel sans contrôler ce biais.

La mesure de l'impact de l'éducation sur le revenu des individus engendre quelques difficultés (Blundell, et al, 1999). Les recherches empiriques qui ont abordés le sujet sont allées dans trois directions. Certaines études ont cherché à savoir si les rémunérations salariales des individus sont corrélées positivement à leur niveau d'éducation. D'autres études par contre, ont cherché à savoir si ce sont les individus à revenus élevés qui choisissent de s'instruire davantage. Enfin, la dernière catégorie de recherche s'est interrogée à savoir si ce sont les individus à forte capacité intrinsèque d'apprentissage qui choisissent d'améliorer leur niveau d'éducation. Selon ce dernier groupe de recherche, les résultats sont biaisés lorsqu'on régresse simplement le revenu sur le niveau d'éducation ou d'apprentissage, car on serait dans l'incapacité de déterminer la contribution de l'effet inobservé des capacités individuelles de ceux de l'éducation. De même, si dans le premier groupe de recherche, l'éducation est mesurée avec erreur, alors les estimateurs seront également biaisés.

Sur le plan social, l'investissement en capital humain reste une question préoccupante malgré les éloges faits à l'éducation dans sa capacité à augmenter le revenu (Psacharopoulos et al., 1992). La principale inquiétude provient de l'hypothèse du screening (le tri) qui stipule que le surplus de revenu qu'obtiennent les individus les plus instruits peut ne pas avoir une contrepartie sociale. Ce surplus de revenu est simplement dû aux capacités supérieures des instruits relativement à ceux qui sont moins instruits plutôt que par l'amélioration de leurs productivités. Dans ce cas, l'individu ne perçoit pas tel salaire parce que sa productivité est élevée grâce à ses études mais parce qu'il possède le signal qui permet à l'employeur de le classer dans telle catégorie (Spence, 1973). Si Spence ne remet pas explicitement en cause l'effet positif de l'éducation sur la productivité de l'individu, pour Arrow (1973) et Gravot (2007), l'éducation est considérée simplement comme un moyen qui donne un label à l'individu, révélant qu'il possède une certaine aptitude. Ces aptitudes sont fortement corrélées avec les capacités productives mais pas confondues à celles-ci comme dans la théorie du capital humain. L'éducation n'aurait donc aucun effet direct sur la productivité de l'individu mais indiquerait seulement qu'il doit être capable

d'être plus efficace dans son emploi. Ainsi, l'éducation sert donc à « filtrer » les individus susceptibles d'avoir une meilleure productivité.

Dans les analyses empiriques, la non prise en compte de l'effet des capacités intrinsèques individuelles, peut conduire à des estimations biaisées. Pour contrôler ce biais, Wooldridge (2002) propose d'utiliser des données de panel, ou alors de recourir à l'utilisation de la méthode des proxys. D'autres auteurs ont proposé pour résoudre ce problème d'introduire la variable des capacités dans la fonction du revenu pour contrôler les caractéristiques innées dans les déterminants du salaire de l'individu. Les chercheurs qui ont utilisé la méthode des proxys pour évaluer le rendement de l'éducation dans les pays développés ont abouti à des résultats controversés. Ainsi, Griliches et Mason (1972) trouvent un effet non significatif tandis que Hause (1972) trouve un effet significatif des capacités sur le revenu. Wise (1975) trouve que réussir ses études scolaires ou universitaires avec une mention bien, un facteur lié aux capacités, est un facteur déterminant dans l'explication du revenu. Jarousse et Mingat (1986) dans le cas de la France ont montré que les années d'études non certifiées dans l'enseignement n'étaient pas valorisées sur le marché du travail confirmant la pertinence de la théorie du filtre. Psacharopoulos et Velez (1992) ont montré que l'introduction des habiletés dans le modèle de gain de Mincer fait baisser le rendement de l'éducation mais augmente la capacité explicative du modèle. Cela s'explique selon eux, par le fait que les habiletés captent ce que la durée (le nombre d'années d'éducation) n'arrive pas à capter. Rumberger (1983) montre aussi que les origines familiales de l'individu ont un effet positif sur son statut économique.

Dans le cas des PED, Boissiere, Knight et Sabot (1985) ont inséré dans la fonction de revenu, l'habileté et les compétences cognitives, dans le but de contrôler l'effet de l'éducation sur le revenu. Sur des données du Kenya et de la Tanzanie, ils trouvent que l'effet des capacités cognitives est plus important que le rendement du nombre d'années d'études qui est plutôt modéré. L'effet de l'éducation sur le revenu est principalement indirect, opérant à travers le développement des capacités cognitives. Les auteurs concluent que les travailleurs plus éduqués⁶ sont les plus productifs. Joliffe (1998) a montré également que les compétences cognitives ont un effet positif sur les revenus hors ferme au Ghana.

La revue de littérature théorique et empirique montre que la relation positive entre les niveaux d'éducation et de revenu n'est pas si évidente. Ainsi, le présent article se propose d'aborder à la problématique de la relation Education-Revenu dans le secteur informel manuel de la ville de

⁶ C'est-à-dire les mieux instruits ou qui ont acquis un niveau de scolarisation plus élevé.

Ouagadougou. L'objectif principal de l'étude est de déterminer le rôle joué par l'éducation sur le marché du secteur informel manuel dans la commune urbaine de Ouagadougou. Il s'agit en particulier de voir si l'éducation joue un rôle purement informationnel ou si elle contribue effectivement à augmenter la productivité dans les activités manuelles informelles dans la commune urbaine de Ouagadougou.

La méthode de recherche a été essentiellement quantitative et s'est appuyée sur des données primaires recueillies en 2011. Le choix de la commune urbaine de Ouagadougou pour mener la présente recherche se justifie par l'importance du secteur informel dans cette localité. L'enquête 1-2-3 de l'Institut National de la Statistique et de la Démographie [INSD] (2001) a montré que l'agglomération de Ouagadougou comptait 165 262 unités de productions informelles qui emploient 225 900 personnes en 2001. Selon cette enquête, 47,3% des emplois de ce secteur sont occupés par des femmes. Les statistiques de l'INSD montrent également qu'en 2006 la ville de Ouagadougou comptait une population de 1 475 223 habitants et qu'en moyenne 6 ménages sur 10 tirent tout ou une partie de leur revenu d'une unité de production informelle.

La suite de l'article est organisée comme suit : la section 2 présente le modèle économétrique. La section 3 discute des données et présente les statistiques descriptives. Les techniques d'estimation ainsi que les résultats sont présentés dans la section 4. La dernière section résume les principaux résultats et les limites de l'étude dans la conclusion.

2. Développement du modèle théorique

L'investissement dans l'accumulation de l'éducation consomme beaucoup de ressources et réduit le temps de travail futur. Il est particulièrement très coûteux lorsque l'on comptabilise à la fois les coûts directs et indirects. Cet investissement ne sera alors réalisé que si l'individu espère rentabiliser son investissement grâce aux flux de revenus futurs. Le taux d'actualisation qui servira comme outil de décision dans ce calcul est dit taux de rendement interne de l'investissement en capital humain et est spécifique pour chaque individu (Mincer, 1974). En considérant deux individus, on suppose que la différence observée dans leurs niveaux de productivité peut provenir de la différence de leur niveau d'éducation. Le modèle développé dans la suite essaie de tester cet effet à partir de données collectées auprès des promoteurs des unités de production informelle de la commune urbaine de Ouagadougou. La capacité du modèle à capter le rendement de l'éducation va dépendre tout d'abord de la capacité à mesurer correctement la variable dépendante. Hausman (1977) a montré que lorsque la variable dépendante

est mesurée avec des erreurs et que ces erreurs sont corrélées avec certaines variables explicatives, cela peut conduire à des estimations biaisées.

Selon Hausman (2001), les erreurs de mesure dans la variable dépendante ne peuvent être ignorées que lorsqu'elles sont distribuées de façon aléatoire et indépendante des variables explicatives. Mais dans le cas des études sur les déterminants du revenu, Bound et Krueger (1991) ont démontré que les erreurs de mesures sont négativement corrélées avec le revenu. Dans ce cas, on démontre que l'éducation et l'expérience jouent un rôle important dans les fausses déclarations (erreurs de mesures), ce qui fait que ces variables du capital humain sont corrélées avec les erreurs de mesure de la variable dépendante⁷. La corrélation entre les variables du capital humain et les erreurs de mesures entraîne des biais de l'ordre de 33% dans l'estimation de l'effet de l'éducation sur le revenu (Bound et al., 1994 ; citer par Brownstone et al., 1996).

Le modèle présenté dans cette section est inspiré des travaux de Mincer (1974), Willis (1986) et Card (1999). La particularité de notre modèle réside dans sa capacité à capter les erreurs de mesure de la variable dépendante. A partir de l'hypothèse que les effets de l'éducation et de l'expérience sont séparables, Mincer (1974) a proposé une relation linéaire entre le revenu (y) et l'éducation (E), mais quadratique avec l'expérience ($Exper$). Card (1999) montre effectivement que pour des individus dont le nombre d'années d'études correspond exactement au nombre d'années passée à l'école⁸, la relation entre l'éducation et le revenu est parfaitement linéaire. Mais, cette relation n'est exacte que lorsque le nombre d'années d'éducation des individus dans l'échantillon est inférieur à dix huit ans. Par conséquent, il est intéressant d'utiliser une fonction linéaire lorsqu'on considère uniquement le nombre d'années effectives⁹ d'éducation. Cette considération suppose que les années de redoublement sont sans effet sur le capital humain ce qui n'est pas réaliste. Une des façons pour résoudre ce problème de choix de forme fonctionnelle est de poser que $y = \varphi(E, Exper) + \mathcal{G}$ et d'utiliser une régression non paramétrique (kernel density)¹⁰. Il est aussi possible, comme le suggère Card (1999), de décomposer en des variables binaires l'éducation et l'expérience étant donné que ce sont des variables

⁷ Mauvaise déclaration des revenus par exemple

⁸ C'est-à-dire qu'on ne tient pas compte des redoublements

⁹ Les redoublements ne sont pas pris en compte

¹⁰ Mais, cette pratique est surtout recommandée pour des bases de données de petites tailles (Card, 1999).

discrètes prenant de petites valeurs. D'autres auteurs ont plutôt utilisé des formes quadratiques de l'éducation et de l'expérience tout en observant l'amélioration de la qualité de la régression. Murphy et Welch (1990) ont ainsi abouti à une forme linéaire en l'éducation et de degré supérieur à deux pour l'expérience. Aussi bien la relation de Mincer (1974) que celle de Murphy et Welch n'ont pas été trop performantes dans l'explication du revenu des jeunes avec un niveau secondaire et universitaire aux USA. Ceci a laissé apparaître la nécessité d'une nouvelle forme fonctionnelle dans la recherche de l'explication du revenu par l'expérience et l'éducation. Belman et Heywood (1991) ont trouvé une relation non linéaire entre le revenu et l'éducation primaire et secondaire. Mais, ce résultat a ensuite été contredit par Park (1994) qui a démontré que la relation entre le revenu et l'éducation est linéaire.

Le modèle présenté dans ce papier part d'une forme économétrique généralisée de l'équation de Mincer (1974) :

$$\text{Log}(\pi y_i) = \alpha_i + \delta_i E_i - \frac{1}{2} \tau_1 E_i^2 + \gamma_i \text{Exper}_i + \eta \text{Exper}_i^2 X_i \theta + u_i^1$$

(1) où α_i est l'ordonnée à l'origine spécifique à chaque individu i dû à l'hétérogénéité qui affecte également les pentes δ_i et γ_i et u_i^1 est le terme d'erreur. Exper_i représente le nombre d'année d'expérience du chef de l'atelier i dans son activité. X représente les intrants économiques de production de l'atelier et θ les paramètres associés. π représente l'erreur de mesure associée à la variable dépendante.

Sans transformation préalable, l'estimation des paramètres α_i , δ_i , γ_i est très compliquée dans l'équation (1) étant donné qu'il faut estimer ces paramètres pour chaque individu de l'échantillon. Ces problèmes d'estimation sont connus sous le vocable de problèmes d'endogénéité des coefficients (Card, 1999). Pour contourner la difficulté de l'estimation des paramètres individuels, l'équation (1) peut être légèrement transformée. Soient, \bar{E} le niveau d'éducation moyen de la population et $\bar{\delta}$ le rendement moyen de l'éducation à travers la population. Soit également $\overline{\text{Exper}}$ le niveau moyen de l'expérience dans l'échantillon et $\bar{\gamma}$ le rendement moyen de l'expérience dans l'échantillon, alors on a :

$$\text{Log}(\pi y_i) = a_0 + \bar{\delta} E_i - \frac{1}{2} \tau_1 E_i^2 + a_i + (\delta_i - \bar{\delta}) E_i + \bar{\gamma} \text{Exper}_i + (\gamma_i - \bar{\gamma}) \text{Exper}_i + \eta \text{Exper}_i^2 X_i \theta + u_i^1 \quad (2)$$

où $a_i = \alpha_i - a_0$ et $E(a_i) = 0$

Comme l'éducation est endogène, les deux variables aléatoires E_i et $(\delta_i - \bar{\delta})$ sont strictement corrélées à travers la population. Supposons que

les écarts de rendement de l'éducation entre l'individu i et l'individu moyen de la population sont donnés par :

$$a_i = \lambda_0(E_i - \bar{E}) + u_i^2 \text{ et } \delta_i - \bar{\delta} = \zeta_0(E_i - \bar{E}) + u_i^3. \text{ De la même manière, si on}$$

pose que : $(\gamma_i - \bar{\gamma}) = \varphi_0(\overline{Exper}_i - \overline{Exper})$, en substituant ces relations dans (2) on obtient :

$$\text{Log}(\pi y_i) = a_0 + \bar{\delta} E_i - \frac{1}{2} \tau_1 E_i^2 + \lambda_0(E_i + \bar{E}) + \zeta_0(E_i - \bar{E}) E_i + \eta \overline{Exper}_i^2 + \bar{\gamma} \overline{Exper} + \varphi_0(\overline{Exper}_i - \overline{Exper}) \overline{Exper}_i + X_i \theta + \varepsilon_i$$

Cette équation devient après transformations :

$$\text{Log}(\pi y_i) = \xi + (\bar{\delta} + \lambda_0 - \zeta_0 \bar{E}) E_i + (\zeta_0 - \frac{1}{2} \tau_1) E_i^2 + (\eta + \varphi_0) \overline{Exper}_i^2 + (\bar{\gamma} - \varphi_0 \overline{Exper}) \overline{Exper}_i + X_i \theta + \varepsilon_i \quad (3)$$

avec $\xi = a_0 + \lambda_0 \bar{E}$ et $\varepsilon_i = u_i^1 + u_i^2 + \delta_i u_i^3$

La relation (3) montre que tant que l'égalité $\zeta_0 = \frac{1}{2} \tau_1$ n'est pas vérifiée E_i^2

existe. De même, tant que $\eta = -\varphi_0$, \overline{Exper}^2 existe. Ces deux relations montrent ainsi que la relation entre le revenu (comme variable endogène) d'un coté et l'éducation et l'expérience de l'autre coté (comme variables explicatives) est quadratique. De plus, les transformations ainsi réalisées permettent de contourner la difficulté liée à l'estimation des coefficients pour chaque individu. Au lieu de chercher à estimer les coefficients individuels liés à l'éducation et à l'expérience dans l'équation (1), il sera uniquement question d'estimer les paramètres au niveau de l'échantillon dans l'équation (3). Dans la suite de l'article, une équation du type (3) serait spécifiée et estimée afin de capter l'effet de l'éducation et de l'expérience sur la performance des entreprises informelles de la ville de Ouagadougou. Mais de façon spécifique, nous essayerons de voir si le niveau d'éducation joue un rôle spécifique dans la stratégie qui consiste à donner une mauvaise déclaration de son revenu.

3. Développement du modèle empirique

La contribution majeure de cet article est d'utiliser une forme fonctionnelle susceptible de modéliser et tester l'existence et l'origine de π . Le problème que l'article essaie de résoudre dans cette partie est l'identification des sources de l'erreur de mesure (π) dans le revenu. Cette erreur peut provenir d'une mauvaise déclaration volontaire du revenu. Les travailleurs dans ces conditions cachent leurs revenus soit par exemple pour échapper aux taxes ou pour ne pas attirer de nouveaux entrants dans leurs secteurs d'activité respectifs. Dans l'un ou l'autre des cas, l'individu a des raisons qui le poussent à cacher son vrai revenu. La capacité de l'individu à cacher son revenu est déterminée par ses caractéristiques propres. De ce fait, ignorer π , dans les régressions, conduit à des estimateurs biaisés même si tous les

problèmes d'endogénéité sont résolus comme dans l'équation (3). L'erreur peut également provenir d'une mesure incorrecte du revenu. Lorsque cette dernière hypothèse se réalise, l'estimation des paramètres de l'équation (4) ci-dessous, ignorant cette erreur, peut être convergente à conditions que tous les problèmes d'endogénéité soient résolus.

L'équation (4) se présente sous la forme d'une fonction de frontière stochastique (Myers et Liu, 2009). Seulement, dans notre cas la seconde partie de (4) ne représente pas l'efficacité technique mais l'erreur de mesure commise dans l'évaluation du revenu. En adoptant cette spécification, on peut estimer et tester les deux hypothèses sur l'origine de l'erreur de mesure discutées ci-dessus.

En reprenant l'équation (3) on peut écrire que :

$$\text{Log}(\pi) + \text{Log}(y_i) = \xi + (\bar{\delta} + \lambda_0 - \zeta_0 \bar{E})E_i + (\zeta_0 - \frac{1}{2}\tau_1)E_i^2 + (\eta + \varphi_0)\text{Exper}_i^2 + (\bar{\gamma} - \varphi_0 \overline{\text{Exper}})\text{Exper}_i + X_i\theta + \varepsilon_i \quad (4)$$

Le choix du niveau d'éducation par chaque individu dans l'échantillon a été influencé par beaucoup d'autres variables propres à la famille de l'individu et de sa zone de résidence. De ce fait, même si ce choix n'est pas fait de façon simultanée avec le choix de l'activité, il existe une forte présomption de corrélation entre la variable niveau d'éducation et l'erreur dans l'équation (4). Dans cette équation, il faut nécessairement instrumentaliser E_i afin d'éviter les problèmes de corrélation entre l'éducation et l'erreur. Le modèle empirique pour l'instrumentalisation de l'éducation pour un individu i donné est :

$$\text{Educ}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Educ_P}_i + \alpha_2 \text{Educ_M}_i + \alpha_3 \text{scr_rav}_i + \alpha_4 \text{dis} - \text{pri}_i + \alpha_5 \text{dis_sec1}_i + \alpha_6 \text{dis_sec2}_i + \zeta_i \quad (5)$$

Où Educ représente le niveau d'éducation de l'individu capté par le nombre d'année total passé à l'école ; Educ_P et Educ_M sont respectivement des variables binaires indiquant par la valeur 1 que le père et la mère de l'individu ont fréquenté ; dis est la distance que l'individu devait parcourir pour atteindre son école primaire. scr_rav représente le score du test Raven obtenu par l'individu et ζ_i l'erreur supposée normale centrée réduite.

En combinant les équations (4) et (5), on aboutit à une spécification empirique capable de faciliter les tests sur l'origine de l'erreur de mesure de la variable dépendante ainsi qu'à l'identification des variables qui influencent les performances économiques des entreprises informelles de la commune urbaine de Ouagadougou.

4. Spécification de la variable dépendante

Nous nous intéressons aux facteurs explicatifs de la performance des unités de production informelle ainsi qu'à l'origine de l'erreur susceptible d'affecter la déclaration de cette performance. La difficulté reste cependant

à savoir par quel indicateur faut-il capter la performance des unités de production retenues dans le cadre du présent travail. Si la production des unités informelles concernées est homogène, il suffirait de retenir comme variable dépendante la quantité produite. Mais, on ne peut pas comparer par exemple la production des mécaniciens à celle des couturiers, encore moins à celle des coiffeurs. Pour parer à cette contrainte et traiter de façon simultanée et comparable les différentes productions, nous utilisons la valeur de la production. La valeur de la production est ici approchée par le revenu mensuel généré par chaque atelier ; c'est notre variable dépendante.

5. Définition des variables explicatives de la performance des entreprises informelles

La performance des entreprises informelles peut tout d'abord différer en fonction du secteur d'activité. Pour capter cette différence de productivité, des variables binaires représentant les différents secteurs d'activités ont été introduites comme variables explicatives afin de capter l'effet spécifique de chaque secteur d'activité. Afin d'éviter la multi colinéarité, la variable binaire représentant l'activité menuiserie a été retiré de la liste des variables explicatives. L'interprétation des coefficients des variables binaires des secteurs d'activité restant se fait alors en référence à l'activité menuiserie.

Les facteurs de production classique ont ensuite été intégrés pour contrôler l'effet des autres variables sur le revenu des unités informelles. La variable retenue dans le cadre de cette étude pour définir le capital physique est la valeur du local où se réalise l'activité de l'atelier ou de (actif incorporel). La main d'œuvre est captée à travers l'effectif du personnel (apprenti et personnel embauché). On suspecte également que le savoir faire spécifique (hétérogénéité non observée) du chef d'atelier peut avoir une influence sur les performances de l'unité de production. Pour capter cet effet spécifique, une variable représentant l'habileté du chef d'atelier a été intégrée comme déterminant de la performance de l'unité de production. Pour appréhender cette variable, une série de questions de logique a été posée à chaque chef d'atelier. L'habileté du chef d'atelier est alors captée par le nombre de bonnes réponses obtenues aux tests scores que nous lui soumettons.

Une autre hypothèse a consisté à dire que plus une unité de production possède de la main d'œuvre qualifiée, plus cette unité a de forte chance d'avoir de nombreux clients en communiquant soit par la qualité de son service, soit par son organisation et surtout la gestion de la clientèle. Ainsi, même si l'atelier n'est pas très performant, il peut s'attirer un nombre important de clients uniquement par son élégance dans ses relations avec la clientèle. En ce moment, cette unité de production n'a pas beaucoup de clients parce qu'elle livre le meilleur service, mais tout simplement parce

qu'elle arrive à se signaler de part son comportement. Ainsi, une variable binaire prenant la valeur 1 lorsque l'atelier possède au moins un apprenti ou un ouvrier ayant atteint le premier cycle du secondaire, a été intégrée pour capter cette éventualité. En se référant au modèle théorique, l'expérience du chef de l'unité a été intégrée sous forme quadratique afin de pouvoir évaluer son effet sur les performances de l'unité de production.

6. Définition des variables explicatives de l'erreur de mesure

Conformément aux prédictions théoriques, nous supposons que seul le niveau d'éducation influence l'erreur de mesure de la variable dépendante. En effet, l'éducation n'influence pas uniquement le revenu de l'individu, mais lui conférerait aussi des facultés de discernement et de décisions stratégiques. Un individu plus qualifié dissimulerait par exemple mieux une information quelconque afin d'évincer ces concurrents actuels et potentiels. De ce fait, l'éducation a été retenue comme la seule variable susceptible d'expliquer les mauvaises déclarations sur les performances des unités de production. Le niveau d'éducation instrumentalisé des chefs d'ateliers, a été formulé sous forme quadratique pour appréhender l'erreur probable sur le niveau des performances déclarées de chaque atelier. Comme il n'est pas totalement pertinent de spécifier l'éducation comme une variable continue¹¹, des variables binaires ont été construites à partir des différents niveaux d'éducation et intégrées comme variables explicatives de l'erreur de déclaration de la performance de l'atelier. Les chefs d'ateliers ont des niveaux d'éducation allant du primaire au second cycle du secondaire. Une variable binaire a été construite et intégrée pour capter l'effet de ces différents niveaux d'étude. De la même façon que dans le contrôle de l'effet spécifique du secteur d'activité, la variable binaire du second cycle du secondaire a été retirée pour éviter la multi colinéarité dans l'estimation de la fonction de l'erreur.

En définitive, la spécification empirique suivante a été retenue :

$$\begin{aligned} lrev_i = & \beta_0 + \beta_1 d_coif_i + \beta_2 d_cout_i + \beta_3 d_meca_i + \beta_4 lk_i \\ & + \beta_5 lmo_i + \beta_6 scor_abl_i + \beta_7 Signal_i + \beta_8 Exper_i + \beta_9 Exper_i^2 + \xi_i^1 \\ (6) \quad & -(\delta_0 + \delta_1 \hat{Educ} + \delta_2 \hat{Educ}^2 + \delta_3 Educ_d_1 + \delta_4 Educ_d_2 + \xi_i^2) \end{aligned}$$

Les variables d_coif , d_cout et d_meca sont des variables binaires indiquant respectivement que l'individu a pour activité principale la coiffure, la couture et la mécanique. La variable lk représente le logarithme du capital et lmo représente le logarithme de la quantité de main d'œuvre

¹¹ La contribution d'une année supplémentaire d'éducation à la performance de l'entreprise pouvant différer entre le primaire et le secondaire.

de l'atelier. La variable scr_abil est le score obtenu par le chef de l'atelier au test d'habileté. Les variables \hat{Educ} et \hat{Educ}^2 sont les variables instrumentales du niveau d'éducation du chef d'atelier. $Educ_d_1$ et $Educ_d_2$ sont des variable binaires indiquant respectivement pour des valeurs 1 que l'individu a fréquenté l'école primaire et le premier cycle du secondaire. Exp et $Exper^2$ représentent l'expérience en années du chef d'atelier et son carré. Et enfin, ξ_i^1 et ξ_i^2 sont des erreurs normales centrées réduites.

3. Présentation des données et des statistiques descriptives

Les données utilisées dans cet article ont été collectées dans les cinq arrondissements que compte la commune urbaine de Ouagadougou. Nous avons d'administré un questionnaire à des acteurs du secteur informel travaillant précisément dans les secteurs de la coiffure, la mécanique à deux roues, la couture et la menuiserie sur bois. Afin d'éviter le biais de l'enquêteur, chaque secteur d'activité dans chaque arrondissement a vu l'intervention de l'ensemble des enquêteurs. Au total, 301 chefs d'ateliers et 679 employés ont été sondés. La répartition exacte des chefs d'atelier par secteur d'activité et par arrondissement est donnée par le tableau 3 ci-dessous.

Tableau 3. Répartition des chefs d'atelier par secteurs d'activité et arrondissements

	Arrondissements					Total	% par secteur d'activité
	Bas-kuy	Bogodogo	Boulmiougou	Nongr-massom	Sig-nooghin		
Coiffure	16	17	20	11	12	76	25,2
Couture	14	19	15	13	12	73	24,3
Mécanique	13	27	13	17	15	85	28,2
Menuiserie	12	17	14	11	13	67	22,3
Total	55	80	62	52	52	301	100
%	18,3	26,6	20,6	17,3	17,3	100	

Source : Construit par les auteurs à partir des données de l'enquête

3.1. Le profil des chefs d'ateliers

Nous avons interrogés 245 hommes (81,4%) et 56 femmes (18,6%) chefs d'atelier de niveaux d'expériences suivant : 8,39 ans pour la coiffure ; 12,36 ans pour la couture ; 13,09 ans; et 12,08 ans pour la mécanique respectivement la menuiserie. Le secteur de la coiffure est celui qui mobilise le plus la gente féminine. En effet, 59,2% des chefs d'atelier de ce secteur

sont de sexe féminin contre 12,33% dans le secteur de la couture ; 2,33% dans celui de la mécanique ; et 0% pour la menuiserie.

Le niveau d'étude des individus de l'échantillon est acceptable. 17,3% sont non scolarisés; 39,9% ont le niveau d'enseignement primaire ; 35,5% le niveau secondaire premier cycle ; 4,1% le niveau secondaire deuxième cycle ; et enfin 3,3% possèdent une éducation coranique. Le tableau 4 montre que le secteur de la mécanique est celui qui regorge le plus de personnes non scolarisées, tandis que celui de la coiffure se signale par un fort taux de personnes ayant le niveau secondaire.

Tableau 4. Répartition des chefs d'atelier par secteurs d'activités et selon le niveau d'études (en %)

	Coiffure	Couture	Mécanique	Menuiserie
Non scolarisés	9,2	11	43,5	15
Primaire	27,6	48	35,5	50,7
Secondaire 1 ^{er} cycle	59,2	33	20	3,3
Secondaire 2 nd cycle	4	8	1	3
TOTAL	100	100	100	100

Source : Construit par les auteurs à partir des données de l'enquête

Les revenus mensuels déclarés sont assez disparates et varient de 5 000 à 400 000 FCFA selon le secteur d'activité. Les secteurs de la couture et de la mécanique sont les plus lucratifs avec des revenus moyens mensuels approximatifs de 74 000 FCFA, tandis que celui de la coiffure est le moins rentable (Tableau 5). Cela suggère que dans les secteurs de la mécanique et de la coiffure les revenus mensuels engrangés ne sont pas du tout conditionnés par le niveau d'éducation des chefs d'ateliers. Par ailleurs, le tableau 6 laisse comprendre que pour l'ensemble des chefs d'ateliers (tous secteurs d'activités confondus), les revenus moyens mensuels ne sont pas liés au niveau d'éducation acquis. Il y aurait donc des secteurs plus rentables que d'autres car la disparité des revenus ne s'explique pas non plus par le temps de travail consacré à l'activité, qui est assez uniforme. Ainsi, on travaille en moyenne par jour : 11,49 heures dans le secteur de la coiffure ; 11,61 heures dans la couture ; 10,95 heures dans la mécanique ; et 10,68 heures dans la menuiserie.

Tableau 5. Revenus mensuels en FCFA des chefs d'atelier par secteurs d'activités

	Rev. moyen	Rev. Minimum	Rev. maximum
Coiffure	58 590,91	5 000	300 000
Couture	74 155,41	7 500	200 000
Mécanique	74 017,65	10 000	400 000
Menuiserie	64 984,62	15 000	200 000

Source : Construit par les auteurs à partir des données de l'enquête.

Tableau 6. Les niveaux de revenus (Rev) en CFA des chefs d'atelier par niveaux d'éducation

	Rev. moyen	Rev. minimum	Rev. maximum
Non scolarisés	70 964,98	5 000	400 000
Primaire	59 300	10 000	300 000
Secondaire 1^{er} cycle	38 176,47	7 500	100 000
Secondaire 2nd cycle	72 500	7 000	75 000

Source : Construit par les auteurs à partir des données de l'enquête

3.2. Profil des employés ou de la main d'œuvre

Les chefs d'ateliers sont généralement aidés dans leur tâche par des apprentis ou employés moins qualifiés. Le nombre moyen d'employés par atelier est d'environ 3 dans le secteur de la coiffure ; 4 dans la couture ; 5 dans la mécanique ; et 3 dans la menuiserie. Ces employés ont des niveaux d'études assez similaires à ceux de leur patron. En effet, 18,03% sont analphabètes ; 1,64% possèdent une éducation coranique ; et 44% puis 34,3% ont respectivement le niveau secondaire 1^{er} cycle et secondaire 2nd cycle. Cependant, les revenus moyens mensuels qu'ils obtiennent (tous secteurs d'activité confondus) sont très faibles (15 745,6 FCFA) comparés à ceux gagnés par leurs chefs d'atelier (68 154,49 FCFA). Ce qui pourrait s'expliquer par le fait que les employés sont beaucoup moins expérimentés que leur patron¹² ou encore que bon nombre d'entre eux ne disposent pas de contrat en bonne et due forme. Le tableau 7 montre par exemple que 62,73% n'ont pas de contrat formel. Une autre explication plausible serait que la plupart des employés ont appris leur métier sur le tas. En effet, 96,3% n'ont pas suivi de formation professionnelle pour exercer leur activité et 10,3% seulement déclarent poursuivre actuellement des études dans ce sens.

¹² Les employés disposent d'une expérience moyenne de 2,86 années contre 6,66 années pour leurs patrons.

Ces résultats prouvent dans leur ensemble que le secteur informel dans la ville de Ouagadougou est contrairement à ce que l'on peut croire, largement constitué de personnes scolarisées. La plupart d'entre elles avouent s'y être retrouvé faute d'offres d'emplois dans le secteur formel. Tout comme leurs employés, la plupart des chefs d'ateliers (87,4%) ont débuté leur activité sans qualifications professionnelles ; ce qui prouve bien que le secteur informel est un secteur de la « débrouille ».

Tableau 7. Répartition des employés selon le type de contrat

Type d'embauche	Fréquence	(%)
Contrat écrit à durée indéterminée	12	1,82
Contrat écrit à durée déterminée	3	0,45
Contrat oral	122	18,48
Contrat à l'essai	109	16,52
Pas de contrat	414	62,73
Total	660	100

Source : Construit par les auteurs à partir des données de l'enquête

7. Technique d'estimation et analyse des résultats

L'équation (5) est estimée sur Stata 9 et l'équation (6) sur Frontier 4.1. L'estimation de l'équation (6) permet de savoir si l'erreur dans l'évaluation du revenu est un aléa pur auquel cas, $\text{var}(\xi) = 0$ (erreur de mesure non corrélée avec les caractéristiques de l'individu), ou au contraire une mauvaise déclaration stratégique ($\text{var}(\xi) \neq 0$). La déclaration stratégique signifierait que les chefs d'ateliers ne révèlent pas les revenus réels générés par leurs unités de production. Les résultats de l'estimation des paramètres de la fonction frontière de production stochastique (équation 6) par la méthode du maximum de vraisemblance et des tests associés sont consignés dans les tableaux 8 et 9 ci-dessous.

7.1. Tests de spécification et de significativité des coefficients

Dans le but de tester le rôle de l'éducation sur la performance des entreprises informelles, quelques tests d'hypothèses ont été effectués avec comme critère de décision la valeur du ratio de vraisemblance. Une hypothèse est invalidée si la valeur du ratio de vraisemblance est supérieure à la valeur critique du Chi-deux. Les résultats de ces tests d'hypothèse sont présentés dans le tableau 8. Ainsi, le modèle est globalement adéquat puisque l'hypothèse selon laquelle aucune variable n'explique le niveau de revenu dans le secteur informel, est rejetée au seuil de 5%. En d'autres termes, l'ensemble des variables explicatives concourent à expliquer le niveau de revenu.

La valeur de la fonction de vraisemblance est également très élevée (tableau 9) confortant ainsi ce résultat. Par ailleurs, les résultats empiriques

confirment l'hypothèse de l'existence d'erreur de mesure stratégique dans le revenu. Le rejet de la seconde hypothèse ($H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$) au seuil de 5% confirme que les variables caractérisant le niveau d'éducation du chef d'atelier expliquent bien l'erreur de mesure liée à la variable dépendante. Ce qui veut dire que le niveau d'éducation est r à l'origine de la mauvaise déclaration des performances économiques des unités de production informelle (UPI) en ce sens que la variance de l'erreur varie avec l'éducation. Ce résultat implique que les chefs d'ateliers qualifiés ne déclarent pas toujours le revenu réel de leur activité. Le rejet de l'hypothèse $H_0 : \text{var}(\xi) = \gamma = 0$ confirme ce résultat en démontrant que l'erreur de mesure commise dans l'évaluation du revenu varie avec le niveau d'éducation des chefs des UPI. D'autre part, la variance associée à l'erreur de déclaration représente environ 4% de la variance totale du modèle ($\gamma^2 = 0.041$, tableau 9).

Tableau n°8. *Test d'hypothèse sur la validité de la forme fonctionnelle du modèle*

N° du test	Hypothèse nulle	Ratio de Vraisemblance	Stat. du chi-deux	Décision
1	$H_0 : \text{Aucun coefficient n'est significatif}$	225,182	20,09	Rejet à 5 %
2	$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$	27,914	9,48	Rejet à 5 %
3	$H_0 : \text{var}(\xi) = \gamma = 0$	34,2628	6,64	Rejet à 5 %

Source : résultats des tests d'hypothèses

7.2. Analyse et interprétation des résultats

Les résultats des contributions individuelles des variables à l'amélioration de la productivité des UPI sont consignés dans le tableau 9. Ces résultats montrent que les variables binaires que sont la mécanique et la capacité de signal et les variables du capital humain -éducation- et du capital physique sont toutes significatives. Toutefois, ces variables n'exercent pas le même effet sur la performance économique des UPI de la commune de Ouagadougou.

Ainsi, lorsqu'on passe d'une UPI du secteur d'activité de la menuiserie vers une UPI de la mécanique, la capacité à générer les recettes baissent en moyenne de 0,4 point de valeurs de la production. Pour toutes les UPI, tout secteur d'activité confondu, lorsque le capital d'une UPI augmente de 1%, les recettes de cette UPI augmente de 5,6% toute chose égale par ailleurs. Mais, les UPI qui possèdent le plus de main d'œuvre qualifiées ne sont pas celles qui génèrent les recettes mensuelles les plus élevées. En effet, le coefficient lié à la variable signal est apparu avec un signe négatif de 0,1

témoignant que les UPI dont le personnel est moins qualifié génèrent plus de revenu que celles dont le personnel est plus qualifié.

En plus d'être le facteur déterminant de l'erreur de déclaration des recettes, il est facile d'observer que les coefficients de la variable éducation peuvent être analysés en termes d'impact sur la capacité de l'UPI à générer des recettes. Lorsqu'on intègre la variable éducation comme une variable continue, elle ne contribue pas à expliquer la variable dépendante. Cependant, les variables issues de sa décomposition de l'éducation en variable binaire sont toutes significatives. L'interprétation des coefficients des binaires de la variable éducation doit se faire de sorte à tenir compte de l'interdépendance entre les niveaux d'étude. En fait, un chef d'atelier qui a un niveau premier cycle du secondaire est forcément passé par l'école primaire. L'effet du premier cycle du secondaire est donné par la somme des coefficients représentant le niveau primaire et du premier cycle du secondaire¹³. Ainsi, le fait que le chef de l'UPI ait un niveau primaire améliore en moyenne les performances économiques de l'UPI de 2,51 points. Pour les UPI dont le chef a un niveau premier cycle du secondaire, l'impact sur la productivité est de 0,59 point en moyenne. Comme le coefficient de la variable éducation en continue est nul, cela implique que le fait que le chef d'atelier ait un niveau du second cycle du secondaire n'a pas d'effet additionnel sur la capacité de l'UPI à générer des recettes. Ce résultat apparaît également à travers le coefficient du carré de l'éducation qui est statistiquement différents de zéro, mais avec une valeur très proche de zéro. Les résultats obtenus dans cet article viennent une fois de plus témoigner que la relation fonctionnelle entre le revenu, l'éducation et l'expérience est indéterminée. Les formes quadratiques aussi bien de l'éducation que de l'expérience ne sont pas significatives. Bien au contraire, la décomposition de l'éducation en binaire semble être plus instructive. Cela donne des indications au moins pour les recherches futures entre ces trois variables dans le secteur informel. Les résultats montrent ici qu'il est préférable de décomposer et d'intégrer l'éducation comme une variable binaire comme le préconisait Card (1999). Les résultats sont aussi opposés à ceux de Mincer (1974). Contrairement à Mincer, nous trouvons que plus d'éducation n'améliore pas les performances économiques des UPI dans la commune urbaine de Ouagadougou. Le niveau d'éducation optimal requis pour ces activités est le niveau primaire tout comme le recommandait Psacharopoulos (1994).

¹³ Interprétation d'une régression spline (voir Greene, 5^{ième} Edition, Chap 7). Voir annexe pour la représentation graphique des coefficients de la régression spline.

Tableau n°9: résultats de l'estimation du modèle

Variable	Coefficient	Std. Er.	T-ratio
β_0	11.03***	.52	21.06
d_coif	-.11	.18	-.58
d_cout	.21	.19	1.08
d_meca	-.4**	.15	-2.55
Lk	5.6***	.47	11.71
lmo	.1	.12	.87
Scor_abil	.009	.024	.36
Signal	-.1***	.013	-7.87
Exper	-.0042	.025	.16
Exper ²	.00038	.0008	.48
Modèle de l'erreur			
δ_0	-2.44***	.59	-4.07
Educ	-.0021	0.095	0.22
Educ ²	.0078**	.0032	2.4
Educ_d ₁	2.51***	.25	9.93
Educ_d ₂	-1.92***	.16	11.89
Paramètre des variances			
σ^2	.77***	.065	11.83
γ^2	.041***	.02	3.45
Log likelihood Function	-385.92		

* Significatif à 10% ; ** significatif à 5% ; *** significatif à 1%

5. Conclusion

La contribution du capital humain dans l'explication du bien être et plus particulièrement du revenu a fait l'objet de plusieurs vérifications théoriques et empiriques. La présente étude a revisité la relation éducation et revenu dans les activités des UPI de la commune urbaine de Ouagadougou. L'étude a cherché plus spécifiquement à déterminer le rôle de l'éducation dans les activités informelles manuelles de la ville de Ouagadougou. L'article s'est appuyé sur une forme générale de la fonction de Mincer (1974) pour spécifier un modèle capable de faciliter la modélisation de l'erreur de mesure dans le revenu. Les données utilisées ont été collectées auprès de 980 individus évoluant dans la mécanique de 2 roues, la menuiserie bois, la coiffure et la couture. La contribution majeure de cet article est d'avoir offert une forme fonctionnelle adaptée à l'analyse de l'erreur de mesure de la variable dépendante. Les résultats de l'analyse montrent que la variable dépendante a été mesurée avec erreur et cette erreur est corrélée avec le niveau d'éducation des chefs des ateliers des UPI considérés. Le contrôle de cette corrélation à travers la forme fonctionnelle rend les résultats robustes. Dans les activités manuelles de la commune urbaine de Ouagadougou, l'éducation contribue à l'amélioration du revenu. Le rendement général de

l'éducation obtenu dans ce article (0.59, pour le premier cycle du secondaire) est proche de celui obtenu dans les études récentes (Imbens et al., 2001). La contribution de l'éducation à l'amélioration du revenu n'est cependant pas uniforme pour les acteurs de ces secteurs qui ont un niveau primaire et un niveau de premier cycle du secondaire. Les acteurs qui ont un niveau d'éducation plus élevé –second cycle du secondaire- ne sont pas plus productifs que ceux des niveaux inférieurs. Mieux, au fur et à mesure que le niveau d'éducation s'élève, moins l'éducation influence les performances économiques des UPI de la commune urbaine de Ouagadougou. Par conséquent, avoir été au delà du premier cycle du secondaire n'améliore pas le revenu dans les activités manuelles de la ville de Ouagadougou concernées par la présente étude. Nos données ne supportent pas l'idée d'un gain de revenu lié uniquement au fait de travailler dans un secteur d'activité donné. Il n'existe ainsi pas de différence de gain entre les petites et moyennes UPI intervenant dans la menuiserie, la couture et la coiffure. Mais, les acteurs exerçant dans les UPI de ces trois secteurs génèrent plus de revenu que ceux exerçant dans la mécanique. Au total, les données ne supportent pas également l'idée que l'éducation puisse être utilisée comme un outil de signal par les UPI des secteurs concernés par la présente étude. Les résultats de l'article ne peuvent cependant pas être généralisés à tous les secteurs d'activité manuelle de la commune urbaine de Ouagadougou. En effet, la taille de l'échantillon est faible et les activités considérées dans cette étude ne sont pas représentatives de toutes les activités manuelles informelles de la ville de Ouagadougou. Des études utilisant des bases de données plus larges sont nécessaires afin de pouvoir généraliser ces résultats.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Arrow K., (1973), "Higher Education as a Filter.", *Journal of Public Economics*, 2, p. 193-216.
- Ashenfelter O. et Cecilia ER., (1998), "Income schooling and ability: evidence from a new sample of identical twins.", *Quarterly journal of economics*, 113, p. 253-284.
- Becker GS., (1964), "Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education."
- Becker G., (1964), "*Human capital*". Columbia University Press, New York, NBER.
- Becker G., (1975), "*Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education.*", National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, 2nd ed., New York.
- Behrman JR. et Birdsall N., (1983), "The Quality of Schooling: Quantity Alone is Misleading." *American Economic Review*, 73, p.928-946.
- Behrman J. R., Hrubec Z., Taubman P., et Wales T. J., (1980), "*Socioeconomic Success: A Study of the Effects of Genetic Endowments, Family Environment and Schooling.*" Amsterdam, North-Holland.
- Belman D. et Heywood J., (1991), "Sheepskin effects in the return to education." *Review of economics and statistics*, 73, p.720-724.
- Bergmann B., (1986), "*The Economic Emergence of Women.*", New York: Basic.
- Blundell R., Dearden L., Meghir C. et Sianesi B., (1999), "Human Capital Investment: The Returns from Education and Training to the Individual, the Firm and the Economy", *Fiscal Studies*, vol. 20, no. 1, p.1-23.
- Boissiere M., Knight J. B. et Sabot R. H., (1985), "Earnings, Schooling, Ability, and Cognitive Skills." *American Economic Review*, 75, p.1016-1030.
- Bound J. et Krueger A., (1991), "The Extent of Measurement Error in Longitudinal Earnings Data: Do Two Wrongs Make a Right?", *Journal of Labor Economics*, 9, p.1-24.
- Brwonstone D. et Vellella R. G., (1996), "Modelling earnings measurement error: a multiple imputation approach", *Review of Economics and Statistics*, 78, p. 705-717.
- Card D. (1995), "Earnings, schooling and ability revisited", in Solomon Polachek, ed., *Research in labor economics*, 14, JAI Press, Greenwich, CT, pp. 23-48.
- Card D., (1999), "The causal effect of education on earnings.", *Handbook of labor economics*, 3, p.63.

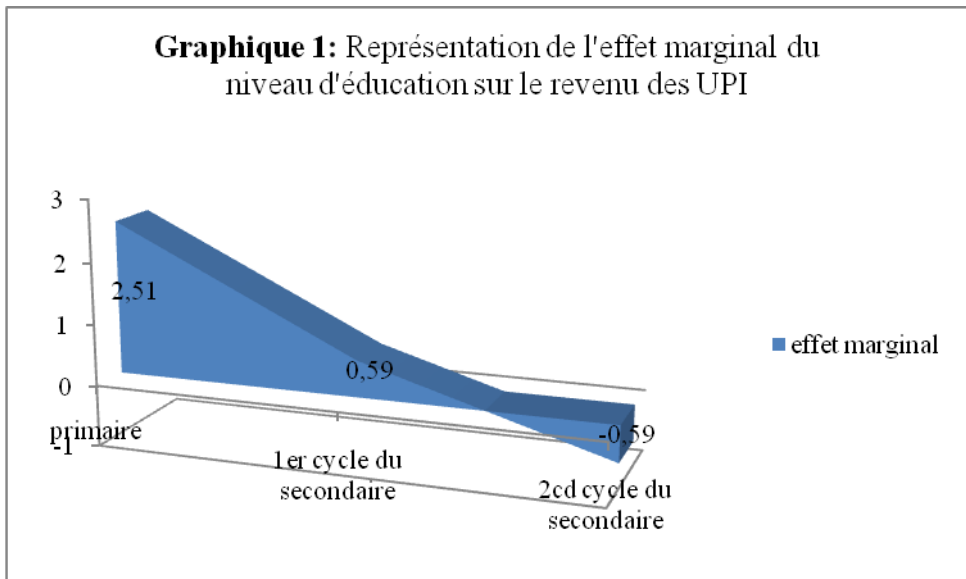
- Gillis M., Dwight H., et Roemer P. M., (1995), "*Snodgrass.*", Economics development, 2nd edition, Nouveau Horizons, ISBN 2-8041-1409-0.
- Gravot P., (2007), "Remise en cause et élargissement de la théorie du capital humain.", 25p.
- Griliches Z. et Mason W. M., (1972), "Education, Income and Ability.", *Journal of Political Economy*, 80, p.74-103.
- Griliches Z., (1977), "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems.", *Econometrica*, 45, p.1-23.
- Griliches Z., (1979), "Sibling Models and Data in Economics: Beginnings of a Survey," *Journal of Political Economy*, 87, p.37-64.
- Hause J. C., "Earnings Profile: Ability and Schooling," *Journal of Political Economy* 80, no. 3, suppl. (1972): 108-38;
- Hause J. C., (1972), "Earnings Profile: Ability and Schooling.", *Journal of Political Economy*, 80, p.108-138.
- Hausman A. J., (1977), "Errors in variables in simultaneous equation models.", *Journal of econometrics*, 5, p.389-401.
- Hausman J.A., (2001), "Mismeasured Variables in Econometric Analysis: Problems from the Right and Problems from the Left.", *Journal of Economics Perspectives*, 15, p.57-67.
- Heckman J. et Hotz J. V., (1987), "An Investigation of the Labor Market Earnings of Panamanian Males.", *Journal of Human Resources*, 21, p.507-???
- Heum P. J., (1994), "Return to schooling: a peculiar deviation from linearity", working paper n°335, Industrial relation section, Princeton University.
- Imbens G. W. et Hyslop D. R., (2001), "Bias From Classical and Other Forms of Measurement Error.", *Journal of Business and Economic Statistics*, 19. P. ???
- INSD (2003), "Le secteur informel dans l'agglomération de Ouagadougou : Performances, insertions, Perspectives.", Enquêtes 1-2-3. Premiers résultats de la phase 2 (Décembre 2000- Novembre 2001).
- Jarousse J. P. et Mingat A. (1986), "Un réexamen du modèle de gains de Mincer.", *Revue économique*, 37, p.999-1032.
- Jolliffe D. (1998), "Skills, Schooling, and Household Income in Ghana.", *The World Bank Economic Review*, 12, p.81-104.
- Kothari V. N. L., (1970), "Difference in Relative Earnings among Different Countries.", *Economic Journal*, p.605-616.
- Liu Y. et Myers R., (2009), "Model selection in stochastic frontier analysis with an application to maize production in Kenya.", *Journal of Productivity Analysis*, 31, p.33-46.
- Lyn S., (1981), "Employment Policy in Developing Countries.", *Economic Journal*, p.605-616.

- Mazumdar, (1989), "Microeconomic issues of labor markets in developing countries: analysis and policy implications.", EDI seminar paper n°40, World Bank.
- Mincer J., (1958), "Investment in human capital and personal income distribution.", *Journal of Political Economy*, 66, p.281-302.
- Mincer J., (1974), "*Schooling, Experience and Earnings.*", Columbia University Press for National Bureau of Economic Research, New York.
- Murphy et Welch F., (1990), "Empirical findings age-earnings profiles.", *Journal of Labor Economics*, p.202-229.
- Psacharopoulos G. et Velez E., (1992), "Does training pay independent of education? Some evidence from Colombia.", *International Journal of Educational Research*, 17, p.581-591.
- Psacharopoulos G. et Woodhall M., (1988), "l'éducation pour le développement.", *Economica*, p.30-73.
- Psacharopoulos G., (1985), "Return to education: a further international update and implications.", *Journal of Human Capital Resources*, 20,p.583-604.
- Psacharopoulos G., (1994), "Return to investment in education: a global update", *World Development*, 22, p.1325-1343.
- Riley J. G., (1979), "Testing the Educational Screening Hypothesis.", *The Journal of Political Economy*, 87, p.227-252.
- Schultz T. W., (1960), "Capital formation by education.", *Journal of Political Economy*.
- Schultz T. W., (1961), "Investment in human capital.", *the American Economic Review*, vol. 51, p.1-17
- Spence M., (1973), "Job Market Signalling.", *Quarterly Journal of Economics*, 87, p. 355-374.
- Willis R., (1986), "Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earning functions.", *Handbook of labor economics*, 1, p525-602.
- Wise D. A., (1975), "Academic Achievement and Job Performance.", *American Economic Review*, 65, p.350-66.
- Wolpin K. I., (1977), "Education and Screening.", *American Economic Review*, 67, P.949-58.
- Wooldrige J. M., (1997), "On two-stage least square estimation of the average treatment effect in a random coefficient model.", *Economics Letter*, 56, p.129-133.

Annexe**Tableau : Résultats de l'instrumentation de l'éducation**

Education	Observed coeff	Bootstrap Std. Err.
educ_per	.9213759	.2687844
educ_mer	-.5395111	.4263331
scor_rav	.2525676	.1142493
d1tempsrim	1.626899	.1172845
d2temps_sec1	3.128701	.1597611
d3temps_sec2	4.306409	.8342377
_cons	1.519663	.2121355

Number of obs= 965 Wald chi2 (6) = 555.20
 Prob > chi2 = 0.0000 R² = 0,4341 Replications = 99

Source: résultats des estimations obtenues sur STATA 9.**Source :** construit à partir des résultats de l'estimation

REVUE CEDRES-ETUDES

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

03 BP 7210 Ouagadougou 03. Burkina Faso. Tel: (+226) 50 33 16 36

Fax : (+226 50 31 26 86) - Email : lecourrier@cedres.bf , Site web : www.cedres.bf