

UNIVERSITE THOMAS SANKARA

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

REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

SÉRIES ÉCONOMIE

Urbanization and Health Status in the West African Economic and Monetary Union: Is there a threshold effect ?

Richard K. MOUSSA & Moon OULATTA

Analyse des déterminants de la performance des sociétés d'assurances non vie au Burkina Faso

Abdel M. W. BASSAVE, Désiré DRABO & Alima P. A. NAPON

Disparités de niveau d'éducation et inégalités d'insertion professionnelle des jeunes au Burkina Faso

Patrick Josué Ping-Wendé KABORE

Performance économique de la production maraîchère au Burkina Faso

Safiétou SANFO

Commerce des services et emploi : évidence empirique des pays africains

Kwami Ossadzifo Wonyra, Koami Mawuko Midagbodji,
Moukpe Gninigüe & Evans Osabuohien

Effet de la préoccupation pour l'environnement des agriculteurs sur l'intensité d'adoption des technologies agroécologiques de conservation des eaux et des sols au Burkina Faso

Hadji Adama OUEDRAOGO

www.cedres.bf

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée 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 (78 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 Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web l'UTS ou par le lien : <https://www.journal.uts.bf/index.php/cedres>

DIRECTEUR DE PUBLICATION

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

COMITE EDITORIAL

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

SECRETARIAT D'EDITION

Dr Yankou DIASSO, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Dr Kassoum ZERBO, UTS

COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

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

Pr Youmanli OUOBA, UTS

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

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

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

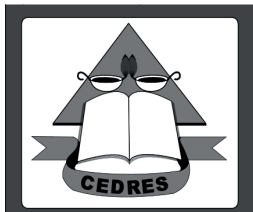
Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

03 BP 7210 Ouagadougou 03. Burkina Faso. Tél. : (+226) 25 33 16 36

Fax : (+226 25 31 26 86) – Email : lecourriercedres@gmail.com,

Site web : <https://www.journal.uts.bf/index.php/cedres>

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°79

1^{er} Semestre 2025

SOMMAIRE

Urbanization and Health Status in the West African Economic and Monetary Union : Is there a threshold effect ?

Richard K. MOUSSA & Moon OULATTA.....05

Analyse des déterminants de la performance des sociétés d'assurances non vie au Burkina Faso

Abdel M. W. BASSAVE, Désiré DRABO, Alima P. A. NAPON.....31

Disparités de niveau d'éducation et inégalités d'insertion professionnelle des jeunes au Burkina Faso.....

Patrick Josué Ping-Wendé KABORE.....75

Performance économique de la production maraîchère au Burkina Faso

Safiétou SANFO.....105

Commerce des services et emploi : évidence empirique des pays africains

Kwami Ossadzifo Wonyra, Koami Mawuko Midagbodji,

Moukpè Gniginuè & Evans Osabuohien.....132

Effet de la préoccupation pour l'environnement des agriculteurs sur l'intensité d'adoption des technologies agroécologiques de conservation des eaux et des sols au Burkina Faso

Hadji Adama OUEDRAOGO165

Disparités de niveau d'éducation et inégalités d'insertion professionnelle des jeunes au Burkina Faso

Patrick Josué Ping-Wendé KABORE

Enseignant-Chercheur, Assistant, Institut du Développement
Rural(IDR), Département Sociologie et Economie Rurales(SER),
Université Nazi BONI, Bobo-Dioulasso, Burkina Faso.
kaborepatrick91@yahoo.fr

Résumé

L'article vise à analyser les écarts d'insertion professionnels des jeunes selon leurs niveaux d'éducation sur le marché du travail au Burkina Faso. Ce papier contribue à la littérature en examinant empiriquement le rôle de l'éducation des jeunes dans leurs accès à l'emploi au Burkina Faso. L'article a utilisé un modèle Probit bivarié et une méthode de décomposition non linéaire multivariée pour tester et évaluer la présence de disparité selon le niveau d'éducation. Les estimations de ces modèles ont été faites avec des données primaires collectées dans le cadre d'un projet de recherche sur l'emploi des jeunes en 2021. Les résultats de la décomposition révèlent que les jeunes ayant un niveau supérieur ont un taux d'accès à l'emploi inférieur de 1,9% par rapport à celui des jeunes des niveaux primaire et secondaire.

Mots clés : *Education, Insertion Professionnelle, Disparités, Jeune, Burkina Faso*

Jel Codes : *I24.J24.J44*

Introduction

Les inégalités d'insertion professionnelle dans les pays en développement constituent un problème complexe, marqué par des disparités selon le genre, le niveau d'éducation et le statut socio-économique. Les statistiques révèlent des taux de chômage plus élevés chez les jeunes et les femmes et ceux issus des milieux défavorisés. Selon le rapport de l'Organisation International du travail (OIT 2020), la jeunesse représente plus d'un tiers de la population (34,2 %), et c'est la seule région au monde où la population active croît plus rapidement. Le nombre de jeunes travailleurs pauvres régresse, mais pas aussi rapidement que dans d'autres régions. En 2019, l'Afrique comptait 63 % de jeunes travailleurs pauvres, contre 51 % d'adultes. Les taux de chômage des hommes et des femmes convergent en Afrique. Le plus fort taux de chômage des jeunes est observé en Afrique australe (50,3 % en 2019), et le plus bas en Afrique orientale (6,2 % en 2019).

De nombreux jeunes, en particulier dans les zones rurales, n'ont pas accès à une éducation de qualité ou des formations professionnelles adaptées aux besoins du marché du travail. Dans ce cas de figure, l'éducation est perçue comme une opportunité d'accès à des emplois rémunérateurs (Deepa et Verena, 2014). Dans les pays en développement, la transition entre l'éducation et l'insertion professionnelle constitue une étape primordiale pour les jeunes (Blommaert et al., 2020). Des auteurs comme Mincer (1997); Schultz (1961) et Becker (1975), soutiennent que l'investissement dans le capital humain améliore la productivité des individus et par conséquent les opportunités d'insertion.

Cependant, la divergence de niveau d'éducation conduit souvent à des niveaux d'insertions professionnelles différents (Lagerlof, 2003). Les inégalités d'insertion sur le marché du travail selon le niveau d'éducation peuvent s'expliquer par l'existence de segmentation des marchés du travail (Bindop, 2019). Conformément à la théorie de la segmentation, les jeunes bien éduqués ont accès à des emplois mieux rémunérés contrairement aux jeunes non instruits qui ont accès à des emplois faiblement rémunérés (Tremblay, 2004).

Spence (1973), à travers la théorie du signal, considère l'éducation comme un signal. Les individus ayant un niveau d'éducation élevé sont plus susceptibles de recevoir des offres d'emplois à travers le signal qu'ils émettent. Le diplôme devient un indicateur d'un potentiel productif mobilisable et favorise l'insertion professionnelle dans un environnement concurrentiel. Les résultats empiriques de Van Wyk et al. (2023), identifient l'éducation formelle comme un facteur explicatif de l'insertion professionnelle des jeunes. Par ailleurs, partant de l'avantage comparatif, Albertini et al. (2020), montrent que certains jeunes éduqués optent pour le travail informel compte tenu des conditions difficiles d'accès au marché du travail formel.

Lorsque l'environnement institutionnel n'est pas adéquat, particulièrement dans certains pays africains, les emplois informels deviennent des alternatives fiables pour les jeunes éduqués. A cet effet, Houssein (2008), trouve que la corruption constitue un aspect important de cette instabilité institutionnelle. Les résultats de Chilova et Ringov (2017), révèlent une baisse du taux d'emploi avec le niveau d'instruction et l'émergence des emplois informels dans les pays africains. De même, Lux et al. (2016), soutiennent qu'en Afrique compte tenu de l'importance des liens de parenté, des groupements tribaux et ethniques, l'éducation formelle ne conduit pas toujours à une insertion professionnelle garantie. L'étude du Bureau International Travail (2019), montre que près de la moitié du travail dans certains pays africains n'est pas rémunérée.

La plupart des travaux disponibles, issus d'enquêtes, confirment l'existence de disparités selon le niveau d'éducation des jeunes. Les résultats des études de Totouom et al. (2018) et Malam (2018), soutiennent l'idée de l'existence d'une relation positive entre l'éducation et l'accès à l'emploi des jeunes. Selon Hallak et caillods (1981), l'obtention d'un diplôme est un moyen d'insertion professionnelle de qualité. Ceux qui disposent d'un niveau d'éducation élevé ont accès à des emplois décents. Njifen (2015), trouve que le niveau d'éducation est un facteur significatif dans l'explication des inégalités d'insertion professionnelles des jeunes au Cameroun. Arguant dans le même sens, Aromolaran (2002), montre que les taux de rémunération horaires augmentent d'environ de 2,5% pour une année d'éducation supplémentaire au primaire, 4% pour une année

d'éducation supplémentaire au secondaire et 12% pour une année d'éducation supplémentaire au supérieur.

L'existence des disparités d'éducation entre les jeunes contribue ainsi à limiter l'apport de certains jeunes au développement économique. Ainsi, selon le Bureau International du Travail (BIT, 2020), combler ces écarts entre jeunes revêt d'un intérêt non seulement pour l'égalité des droits, mais aussi pour une question d'intérêt économique. En Afrique subsaharienne, le chômage se caractérise par une part importante des personnes instruites (Kuepie et al., 2006). Cet écart entre niveau d'éducation et opportunités d'insertion sur le marché de travail constitue un véritable problème auquel fait face les pays en développement (Nilsson, 2018). Les disparités de niveau d'éducation dans l'accès à l'emploi constituent une question préoccupante au Burkina Faso. La structure démographique de la population du Burkina Faso indique que les jeunes (15 à 34 ans inclus) représentent environ 32% de la population totale et sont particulièrement les plus vulnérables en matière d'accès à l'emploi décent (Institut National de la Statistique et de la démographie, INSD, 2018).

Les données de l'Enquête sur la Transition vers la Vie Active (ETVA, 2019), indiquent que pour tous les niveaux d'instruction 77,1% des jeunes âgés de 15 à 29 ans n'ont pas encore transité sur le marché de travail et seulement 22,9% de cette tranche d'âge ont pu s'insérer sur le marché de travail. Les statistiques de l'enquête nationale sur l'emploi et le secteur informel de 2015 révèlent également, que le taux d'emploi diminue avec le niveau d'instruction, aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Les taux d'emploi sont estimés à 87,7% pour les hommes et 84,1% pour les femmes sans instruction, 83,7% pour les hommes et 75,2% pour les femmes au niveau primaire, 53,9% pour les hommes et 46,5% pour les femmes au niveau post-primaire, 47% pour les hommes et 38,3% pour les femmes au niveau secondaire et 56,3% pour les hommes et 45,8% pour les femmes au niveau supérieur. Cette situation s'explique par le fait que l'économie burkinabè est beaucoup plus dominée par les activités informelles et rurales caractérisées par des sous-emplois. De ce fait, le nombre de diplômé sans emploi augmente au fil du temps et les jeunes éduqués ont toujours des difficultés d'insertion professionnelle.

La présente recherche essaye d'identifier les facteurs déterminants de l'insertion professionnelle des jeunes éduqués et d'analyser les écarts d'insertion selon le niveau d'éducation sur le marché du travail au Burkina Faso. Les résultats de ce papier pourront contribuer à la littérature sur les disparités de niveau d'éducation des jeunes dans l'accès à l'emploi au Burkina Faso. La suite du papier est organisée autour de quatre sections. La première section la revue de la littérature. La deuxième section présente la méthode de collecte des données et les analyses descriptives. La troisième section expose les résultats estimations économétriques ainsi que les discussions. La quatrième section résume la conclusion.

1.1 Revue de la littérature Théorique portant sur la relation entre le niveau d'éducation et l'accès à l'emploi.

La théorie du capital humain développée par Mincer (1974) ; Schultz (1963) et de Becker (1975) constitue le cadre théorique de cette analyse. La théorie du capital humain fait ressortir dans la relation école-insertion professionnelle l'importance de l'investissement éducatif qui donne en retour à l'individu l'accès à des emplois qui le rentabilisent. La rentabilité sera plus ou moins importante en fonction de l'adéquation entre la formation et le poste de travail. Dans ce cas, l'investissement dans le capital humain améliore la productivité des individus et augmente leurs opportunités d'insertion (Lucas, 1988). Plus tard, des théories alternatives développées par Thurow (1972) et Spence (1974) sont apparues, élargissant le champ d'analyse de la théorie du capital humain.

Ces théories sont des prolongements de la théorie du capital humain reposant sur l'hypothèse d'asymétrie informationnelle entre l'employeur et le salarié. Le modèle de Thurow (1972), s'appuie sur la notion de concurrence entre les travailleurs. Pour les entreprises, le niveau d'éducation des jeunes à l'embauche reflète les capacités des individus utilisés lors de la sélection. Les travailleurs font une file d'attente dans laquelle figurent au premier rang les candidats les plus éduqués.

D'après Arrow (1973) et Spence (1974) et Traoré et Mariko (2021), l'asymétrie d'information sur le marché du travail entraîne l'ignorance des caractères personnels des candidats et pousse les entreprises à s'appuyer sur les signaux, comme le diplôme, pour sélectionner le bon candidat.

Spence (1973), à travers la théorie du signal, considère l'éducation comme un signal. Les individus ayant un niveau d'éducation élevé sont plus susceptibles de recevoir des offres d'emplois à travers le signal qu'ils émettent. Selon Aikaeli et Mkenda (2014); Thiaw et Cabral (2019); et Jonathan (2020), l'éducation conduit à des emplois formels et qualifiés. Le diplôme devient un atout majeur sur le marché du travail. Il constitue un indicateur d'un potentiel productif mobilisable et favorise l'insertion professionnelle dans un environnement concurrentiel. De plus, l'éducation rend le travailleur plus adaptables au sens où elle leur permet d'étendre le spectre de leurs compétences, et par suite d'accroître leurs opportunités d'emploi (Charlot, 2005).

La décision d'investir dans le capital humain est liée aux opportunités d'insertion professionnelles. L'absence d'opportunité d'insertion, conduit certains jeunes à investir moins de temps et d'énergie dans l'acquisition du capital humain (Becker, 1971). De même, le capital humain a été utilisé pour expliquer le phénomène de ségrégation occupationnelle. Il prédit que certains jeunes ont tendance à se spécialiser dans les occupations où leurs discontinuités de carrière ne sont pas pénalisées (Polachek, 1981). Des modèles alternatifs ont tenté également d'expliquer l'accès inégal à l'emploi selon le niveau d'éducation, en privilégiant les caractéristiques de la demande du travail. Becker (1971), a modélisé le concept de préjugé comme un « goût » pour la discrimination. Selon cet auteur, les entreprises agissent comme s'ils supportent un coût non pécuniaire lié à l'embauche d'un certain groupe de personnes. Cela aboutit souvent à une faible valorisation du capital humain.

Par ailleurs, les inégalités d'insertion professionnelles sont souvent liées aux sources d'offres des employeurs. A cet effet, certains jeunes sur la base de l'avantage comparatif optent pour le travail informel compte tenu des conditions précaires que leur offre le marché du travail formel.

Ce constat est soutenu par une étude du Fond Monétaire International (2019), qui montre que près de la moitié du travail dans le monde n'est pas rémunérée et la plupart de ces opportunités sont occupées par des jeunes moins diplômés.

Selon Tegoum (2012), il existe une relation négative entre le niveau d'éducation et le niveau de revenu des travailleurs du secteur informel. Cain (1976) et Prisca et Philippe (2022), soutient que les inégalités d'insertion sur le marché du travail selon le niveau d'éducation peuvent aussi s'expliquer par l'existence de la segmentation des marchés du travail. Conformément à la théorie de la segmentation dans la plupart des économies, les inégalités d'insertions révèlent que les jeunes bien instruits ont accès à des emplois bien rémunérer et les moins éduqués ont accès à des emplois faiblement rémunérer.

1.2. Évidence empirique de la relation entre le niveau d'éducation et l'accès à l'emploi

Des études empiriques ont montré que les inégalités du niveau d'éducation des jeunes constituent un handicap à l'insertion sur le marché de travail. Les résultats de Kane (2014), révèlent que les jeunes instruits ont plus de chance de trouver un emploi, notamment dans le secteur privé comparativement aux non instruits. De même, Arbache et al. (2004), soutiennent que les inégalités du niveau d'éducation constituent un facteur d'inégalité sur le marché de travail en faveur des plus instruits. Dans le même sens, Ekamena (2014), trouve que les écarts et discriminations salariaux observés sur le marché du travail au Cameroun s'expliquent par les inégalités du niveau l'éducation. L'étude de Boutin (2010), montre que la probabilité d'insertion des jeunes du niveau primaire et secondaire est plus élevée comparativement au niveau supérieur. De même, Fozin (2009), trouve que les individus ayant atteint le niveau secondaire ont 7% de chance de plus d'être insérer sur le marché de l'emploi et cette proportion passe à 13,4% pour ceux qui ont atteint le niveau supérieur.

Les résultats d'Ondoa (2019), montrent que dans le secteur informel Camerounais, le niveau des salaires ainsi que la dispersion salariale augmentent avec le niveau d'instruction.

Toutefois, l'effet de l'éducation sur l'emploi dépend parfois du sexe de l'individu. Dans certains pays subsahariens, les femmes éprouvent des difficultés d'accès à l'emploi malgré leurs excellents résultats académiques (Boudarbat et Ndjaba 2018). Aussi, Flayols (2015), en étudiant la relation entre le capital humain et l'insertion professionnelle des jeunes dans les pays de l'Afrique Australe trouve que les diplômés du supérieur ont plus de difficultés à s'insérer que les jeunes moins diplômés. Par ailleurs, une distinction très marquée entre, d'une part, les études générales et d'autre part, les études techniques et professionnelles a été observée. Les jeunes disposants (au maximum) d'une formation générale ont en moyenne une probabilité d'être employée de 3% (secondaire inférieur) à 6% (secondaire supérieur) plus importante qu'un diplôme technique ou professionnel.

2. Modèle empirique, source et statistiques descriptives

Cette sous-section présente la spécification du modèle économétrique et explique la technique de collecte des données, analyse les statistiques descriptives ainsi que la présentation des disparités des niveaux d'éducation selon les types d'emploi.

2.2. Spécification du modèle économétrique des inégalités d'éducation sur l'insertion des jeunes sur le marché du travail

Il existe plusieurs méthodes de modélisations économétriques sur le processus de prise de décision des jeunes sur le marché du travail. Une bonne partie des travaux empiriques a recours à des modèles à équation unique, notamment les modèles binaires (logit et probit), les modèles multinomiaux pour analyser la probabilité d'insertion d'un jeune.

Ces méthodes restent limitées en ce sens qu'elles ne tiennent pas compte de l'interdépendance du choix du type d'emploi (insertion globale ou en emploi formel). Pour tenir compte de ce phénomène, l'analyse adopte le modèle probit bivarié (Greene, 2003). Ce modèle permet de tenir compte de la causalité des variables en évitant le biais d'endogénéité. La décision du type d'insertion sur le marché du travail est respectivement donnée par les variables latentes suivantes :

$$Y_1^* = \alpha X_1 + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$\text{avec } \{Y_1 = 1 \text{ si } Y_1^* > 0$$

$$\{ Y_1 = 0 \text{ sinon}$$

$$Y_2^* = \beta X_1 + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$\text{avec } \{Y_2 = 1 \text{ si } Y_2^* > 0$$

$$\{ Y_2 = 0 \text{ sinon}$$

Notons que nous retenons les mêmes variables explicatives pour les deux types de choix. Toutefois, l'influence de ces variables sur la probabilité d'être (insertion globale - Emploi formel) peut différer selon le type de travail. Les résidus suivent une loi normale bivariée de moyenne 0 et d'écart-type 1 ayant un coefficient de corrélation ρ . Nous estimons donc un coefficient de corrélation entre les résidus en fonction de la densité jointe. Les deux équations sont simultanément estimées à l'aide du coefficient de corrélation entre les résidus. Le modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance.

Dans la littérature économétrique on attribue généralement à Oaxaca-Blinder (1973), la décomposition des régressions linéaires. Cependant, cette démarche n'est valable que dans les cas où les variables de décomposition sont continues. Pour prendre en compte les modèles non linéaires, Fairlie (2005) a proposé un modèle de décomposition qui est une extension de l'approche basée sur les valeurs moyenne d'Oaxaca-Blinder (1973). Toutefois, la décomposition de Fairlie (2005) s'intéresse uniquement qu'aux différences de caractéristiques observables. Dans le but de prendre en compte la composante coefficient, Pritchett et Yun (2009) ont utilisé la décomposition mvdcmp. Cette méthode est principalement utilisée dans la décomposition non linéaire qui inclue des méthodes commodes pour gérer le calcul des erreurs types asymptotiques (Yun, 2005) et surmonter le problème d'identification associé au choix

d'une catégorie de référence lorsque les variables muettes sont incluses parmi les prédicateurs (Yun 2008).

Partant d'une décomposition standard d'une différence dans laquelle la variable dépendante est fonction d'une combinaison linéaire des facteurs explicatifs et des coefficients de régression, on peut noter :

$$Y = F(X\beta)$$

Où Y désigne un vecteur $N \times 1$ de la variable dépendante, X est une matrice $N \times K$ des variables explicatives et β est un vecteur $K \times 1$ des coefficients à estimer. $F(\cdot)$ est toute fonction différentiable une fois de mise en correspondance d'une combinaison linéaire de $X(X\beta)$ avec Y . De ce fait, la différence de moyenne de Y entre deux groupes A et B peut être décomposée comme suit :

$$\begin{aligned} \overline{Y_A} - \overline{Y_B} &= \overline{F(X_A\beta_A)} - \overline{F(X_B\beta_B)} \\ &= \underbrace{\overline{F(X_A\beta_A)} - \overline{F(X_B\beta_A)}}_E + \underbrace{\overline{F(X_B\beta_A)} - \overline{F(X_B\beta_B)}}_C \end{aligned} \quad (3)$$

La composante E désigne la partie du différentiel attribuable aux différences de caractéristiques ou dotations, généralement appelée partie expliquée ou effet des caractéristiques. La composante C désigne la partie du différentiel attribuable aux différences de coefficients, généralement appelée partie inexpliquée ou effet des coefficients. Dans l'équation (2) nous allons supposer que le groupe A (jeune ayant au moins le niveau secondaire) est le groupe de référence et le groupe B (jeune ayant le niveau primaire) constitue le groupe de comparaison. Ainsi, E reflète une comparaison contrefactuelle de la différence des résultats du point de vue du groupe A (c'est-à-dire la différence attendue si le groupe A bénéficiait de la distribution des coefficients du groupe B). La partie C représente une comparaison contrefactuelle de la différence des résultats du point de vue du groupe B (c'est-à-dire la différence attendue si le groupe B expérimentait les réponses comportementales du groupe A à X).

La fonction de correspondance $F(\cdot)$ se diffère entre les modèles. Selon les modèles des régressions, linéaire, Logit et Poisson, on a : $\overline{F(X\beta)} = \bar{Y}$. Ces modèles montrent que les estimateurs de maximum de vraisemblance satisfont les équations d'estimations $X'Y = X'\hat{u}$, où \hat{u} est un vecteur de réponses prédites et donc $\sum Y = \sum \hat{u}$ et $\bar{Y} = \bar{\hat{u}}$. Ainsi, pour les modèles de régressions non linéaire, Logit et Poisson, mvdcmp (décomposition multivariée pour les modèles de réponses non linéaire) décomposera exactement la différence des résultats moyens observés (Agresti, 2002) ; (Greene, 2008).

La décomposition décrite ci-dessus reste à un niveau agrégé. Cependant, la contribution de chaque facteur explicatif à chaque composante de la différence nécessite une décomposition détaillée. A cet effet, nous allons partitionner E et C en des petites portions, E_k et C_k ($k=1, \dots, K$), qui représentent la contribution unique de la *kième* variable respectivement à E et C. il est possible de calculer $E_k(C_k)$, en substituant séquentiellement les coefficients d'un groupe à celles de l'autre groupe. Cependant, contrairement à la décomposition pour un modèle linéaire, une décomposition non linéaire est sensible à l'ordre dans lequel les variables indépendantes entrent dans la décomposition (Yun, 2004). La solution de Yun (2004) a été de proposer une méthode simple en utilisant les poids à partir d'une linéarisation de Taylor d'ordre 1 autour de $\overline{X_A}\beta_A$ et $\overline{X_B}\beta_B$. Les décompositions détaillées obtenues de cette façon sont invariantes par rapport à l'ordre dans lequel les variables entrent dans la décomposition. Après linéarisation, la composante de poids pour E est :

$$W_{\Delta x_k} = \frac{\beta_{A_k} (\overline{X_{A_k}} - \overline{X_{B_k}})}{\sum_{k=1}^K \beta_{A_k} (\overline{X_{A_k}} - \overline{X_{B_k}})} \quad (4)$$

Et la *kième* composante de poids pour C est :

$$W_{\Delta_{\beta k}} = \frac{\overline{X_{A_k}}(\beta_{A_k} - \beta_{B_k})}{\sum_{k=1}^K \overline{X_{A_k}}(\beta_{A_k} - \beta_{B_k})} \quad (5)$$

Où $\sum_k W_{\Delta_{\alpha k}} = \sum_k W_{\Delta_{\beta k}} = 1.$

Partant de là, il est possible d'exprimer la différence brute en termes de composantes globales comme une somme pondérée des contributions uniques :

$$\overline{Y_A} - \overline{Y_B} = E + C = \sum_{k=1}^K W_{\Delta_{\alpha k}} E + \sum_{k=1}^K W_{\Delta_{\beta k}} C = \sum_{k=1}^K E_k + \sum_{k=1}^K C_k \quad (6)$$

2.3. Méthode de collecte des données

Les données primaires utilisées sont issues d'une enquête financée par le CERDI et réalisée en 2021 au Burkina Faso dans le cadre d'une recherche collaborative entre des chercheurs des Universités de Yaoundé II-Soa (Cameroun), de Thomas SANKARA (Burkina Faso) et de N'Djamena (Tchad). Le projet de recherche intitulé « la transition des jeunes de l'école vers les marchés du travail d'Afrique Francophone : cas du Burkina Faso, du Cameroun et du Tchad » a permis de collecter auprès d'un échantillon de 1825 jeunes de 15 à 35 ans répartis sur l'ensemble du territoire national. La représentativité de l'échantillon d'étude est assurée par un sondage aléatoire avec stratification. La stratification est faite avant le tirage des unités primaires et basée sur l'urbanisation des agglomérations. Le premier degré consiste au tirage des zones de dénombrement (ZD) échantillons, le second degré au tirage des ménages échantillons dans ces ZD échantillons et le troisième degré, au tirage d'un jeune âgé de 15 à 35 ans dans le ménage après avoir recenser tous les membres du ménage dont l'âge est supérieur ou égal à 15 ans, c'est-à-dire qu'au sein de chaque ménage échantillon, un jeune âgé de 15 à 35 ans est enquêtée.

Cependant, si l'on ne trouve pas de jeune âgé entre 15 ans et 35 ans dans un ménage, ou si le ménage tiré est introuvable pour motif de déplacement, un remplacement est effectué avec un ménage voisin ayant des caractéristiques observables similaires. Par ailleurs avec le contexte sécuritaire au moment de l'enquête, certaines communes rurales n'étaient pas accessibles et certains ménages sélectionnés étaient des déplacés internes en zone urbaine. Après traitement de la base, l'analyse a été faite sur un échantillon de 1762 jeunes. Les informations collectées auprès des jeunes portent sur les caractéristiques socioéconomiques et démographiques, la situation d'éducation et de formation, et la situation d'emploi.

2.4. Analyse descriptive des variables

Les résultats du (tableau 1) mettent en évidence l'existence de potentielles disparités entre les niveaux d'instructions. Les résultats montrent que l'âge moyen des jeunes ayant un niveau d'éducation supérieur est de 26,52 ans, 21,9 ans pour ceux du niveau secondaire et 24,06 ans pour le niveau primaire. Il ressort également que pour tout niveau d'éducation la proportion des hommes est toujours élevée par rapport à celle des femmes. Par ailleurs, en termes de formation professionnelle, Il ressort que seulement 5,88% et 19,54% des jeunes ayant les niveaux primaire et secondaire ont bénéficié d'une formation technique et professionnelle contre 71,84% pour le niveau supérieur. Concernant la répartition des jeunes selon le milieu de résidence, il ressort que pour tout niveau confondu plus de 50% des jeunes vivent en milieu urbain. Quant à la situation financière de la famille, les données montrent que respectivement 54% et 67,96% des jeunes qui parviennent aux niveaux secondaire et supérieur sont issus des familles financièrement aisées contre 36,76% du niveau primaire. En termes du niveau d'instruction des parents, il ressort que 49,6% et 55,82% respectivement pour les jeunes du niveau secondaire et supérieur ont au moins un des parents qui est instruit contre 36,76% pour le niveau primaire. Il ressort enfin qu'en moyenne les ménages ont presque le même nombre de jeunes pour chaque niveau d'éducation (2 jeunes).

Les jeunes ayant atteint un niveau d'éducation élevé proviennent majoritairement de milieux urbains et favorisés. Cela souligne les inégalités structurelles d'accès à l'éducation, liées à la situation socioéconomique.

Tableau 1. Statistique descriptive sur les caractéristiques des jeunes selon le niveau d'éducation

	Niveau Primaire	Niveau secondaire	Niveau superieur
Sexe (1=Homme)	67,64%	59,02%	80,09%
Résidence (1=Urbaine)	55,88%	71,11%	92,23%
Formation /Technique et Professionnelle (1=Oui)	05,88%	19,54%	71,84%
Famille financièrement aisée (1=Oui)	36,76%	54%	67,96%
Au moins un des parents est instruit (1=Oui)	34,80%	49,61%	55,82%
Age (Nombre d'années)	24,06	21,91	26,52
Nombre de jeunes dans le ménage	2,16	2,19	2,16
Taille de l'echantillon	204	1,274	206

Source : construit par les auteurs à partir des données de l'enquête 2021

2.5. Disparités de niveau d'éducation selon le type d'emploi au Burkina Faso

L'analyse des caractéristiques des jeunes instruits selon le type d'emploi révèle que le secteur informel constitue le plus grand pourvoyeur d'emplois aux jeunes pour tout niveau d'éducation (tableau 2). Cet aspect reflète la structure du marché de travail burkinabè qui regroupe les entreprises qui s'exercent en dehors des régulations publiques.

Ces entreprises pour la plupart des cas sont familiales avec une importance des liens de parenté et des groupements tribaux. Le taux d’insertion est paradoxalement plus élevé pour les jeunes de niveau primaire. Le marché du travail burkinabè est dominé par le secteur informel, qui absorbe la majorité des jeunes, même instruits. L’inadéquation formation-emploi est manifeste, surtout au niveau supérieur où l’insertion est faible malgré un capital humain plus élevé. Ces résultats confirment les caractéristiques des marchés du travail des pays en développement.

Tableau 2. Répartition des jeunes selon leurs niveaux d’instruction et les types d’emploi

	En-Emploi		Sans-Emploi	Taux d’Inserion
	Emploi Informel	Emploi Formel		
Niveau primaire	108	2	94	53,92%
Niveau secondaire	359	37	878	31,08%
Niveau superieur	53	13	140	32,03%

Source : construit par les auteurs à partir des données de l’enquête 2021

3. Résultats des estimations et discussion

3.1 Les déterminants de l’insertion des jeunes sur le marché du travail

Le test de ratio de vraisemblance indique que le modèle est globalement significatif au seuil de 5% (tableau 3). L’analyse des déterminants de l’insertion des jeunes sur le marché du travail pour les deux types d’emploi révèle que l’effet du sexe sur la probabilité d’insertion des jeunes est positif et significatif. Ce résultat implique que les hommes ont plus de chances de trouver un emploi sur le marché du travail que les femmes.

En effet, au Burkina Faso la plupart des femmes s'impliquent beaucoup plus dans l'exécution des travaux domestiques et cela joue négativement sur leurs formations académiques. De ce fait, leurs performances académiques se trouvent généralement réduites comparativement à celles des hommes. Ce qui peut contribuer à expliquer l'avantage des jeunes hommes dans l'insertion sur le marché de travail formel. De plus, les femmes sont généralement occupées dans des travaux qui ne nécessitent pas un niveau d'éducation élevé souvent non formels.

Les résultats indiquent également que l'effet de l'éducation sur la probabilité d'emploi diffère selon le type d'emploi. Il ressort de l'analyse que les niveaux secondaire et supérieur affectent significativement et négativement la probabilité d'insertion des jeunes. Ces résultats montrent qu'au Burkina Faso, plus le niveau d'éducation des jeunes augmente et moins ils ont la chance de trouver un emploi. En effet, le marché de travail burkinabè est dominé par le secteur informel et qui recrute souvent les employés ne disposant pas d'un capital humain conséquent dans le seul but de minimiser les salaires. De ce fait, la fonction publique et le privé formel sont les seules alternatives d'insertion des jeunes diplômés.

Aussi, à moins d'accepter un déclassement, les plus instruits peuvent décider de se maintenir au chômage dans l'attente d'une bonne proposition répondant à leur niveau d'éducation. Ainsi, le niveau d'éducation ne donne pas un avantage en termes d'insertion sur le marché du travail. Njifen, (2015), au Cameroun a montré que les jeunes diplômés ont des difficultés à s'insérer sur le marché du travail. Cependant, les résultats montrent l'éducation affecte positivement et significativement la probabilité d'insertion d'emploi formel des jeunes. Ce qui signifie que plus le niveau d'instruction du jeune augmente plus sa probabilité d'accès à un emploi formel. Le capital humain à travers l'éducation contribue à accroître la productivité des jeunes. Les résultats de cette étude sont semblables à ceux trouvés par Kupié et al. (2013) et Totouom et al., (2018).

Il ressort également des résultats que l'insertion des jeunes sur le marché de travail est positivement liée à l'âge. Ces résultats montrent que les plus jeunes sont disposés à chercher du travail et revoir au fur et à mesure leur prétention salariale. A cet effet, quand les jeunes sont au chômage volontaire du fait de l'attente d'une bonne proposition salariale au-delà de

leur salaire de réserve, l'allongement de la durée du chômage les oblige à accepter des emplois ne correspondant pas à leur prétention. Ce résultat corrobore avec celui trouvé par Calvès & Kobiané, (2014) au Burkina Faso. Les jeunes issues des familles aisées ont moins de chance d'accès à un emploi. Etant donné que les parents sont financièrement stables, ils vont vouloir contraindre leurs enfants à poursuivre les études au détriment de l'insertion. Par conséquent, ces jeunes seront plus contraignants en termes de prétention salariales et amorcent leur transition tardivement, contrairement aux jeunes issus des familles pauvres. Par rapport au milieu de résidence, il ressort que le milieu de résidence affecte différemment la probabilité d'insertion des jeunes selon le type d'emploi.

Les résultats révèlent que le milieu de résidence affecte négativement la probabilité d'insertion professionnelle. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait qu'en milieu rural, les activités agricoles prédominent. De plus, le milieu rural est caractérisé par des activités informelles souvent avec des faibles rémunérations et intéressent moins les jeunes ayant un niveau d'éducation élevé. Par ailleurs, le milieu de résidence affecte positivement la probabilité d'accès à un emploi formel. En effet, le milieu urbain les activités industrielles et de services sont dominantes et nécessite un niveau d'éducation élevé. Ce résultat est conforme à celui de Ntsama, (2016).

Le niveau d'instruction des parents augmente significativement la probabilité relative qu'un jeune accède à un emploi formel. Ce résultat montre que lorsque le parent est instruit il a tendance à soutenir les études de leurs enfants dans les études dans le seul but qu'ils obtiennent un travail formel et bien rémunéré. Il ressort également du tableau 4 que le nombre d'enfants dans le ménage augmente la probabilité d'insertion des jeunes. En effet, lorsqu'il y a trop de jeunes dans un ménage cela crée de la concurrence et augmente leurs motivations pour décrocher un emploi.

Les résultats soulignent un paradoxe de l'éducation car un niveau élevé favorise l'accès à l'emploi formel mais freine l'insertion globale, possiblement à cause des attentes salariales élevées ou du manque d'opportunités correspondant aux diplômes.

Tableau 3 : Résultats de l'estimation économétrique du modèle Probit bivarié

	En Emploi		Emploi Formel	
	Coefficients	Ecart type	Coefficients	Ecart type
Age	0,0768***	0,006737	0,0361***	0,0100316
Sexe	0,4199***	0,072911	0,3903***	0,1190332
Residence	-0,3489***	0,07773	0,5863***	0,1543739
Formation Technique et Professionnelle	-0,1554*	0,089794	0,1131307	0,1220821
Finance de la famille	-0,1959***	0,069637	-0,2726**	0,1060894
Instruction des parents	-0,0685501	0,070509	0,2062*	0,1060674
Nombre de jeunes	0,0819***	0,021878	0,0949***	0,0302929
Niveau Secondaire	-0,2875***	0,104421	0,9022***	0,287961
Niveau Supérieur	-0,5089***	0,149279	1,1968***	0,308126
Constante	-1,9498***	0,197891	-4,2097***	0,4289219
Paramètres de variances				
Nombre d'observations			1647	
Wald chi2(18)			330.53	
Prob > chi2			0.0000	
Log likelihood			-1279,8446	
/athrho		0,1231*		0,0686599
LR test of rho=0: chi2(1) = 3.24401			Prob > chi2 = 0.0717	

Source: Construit par l'auteur à partir des données de l'enquête 2021

3.2. La Décomposition des écarts d'insertion sur le marché du travail selon les niveaux d'éducation

Les tableaux 4 et 5 présentent les résultats de la décomposition des disparités d'accès à l'emploi entre les niveaux d'éducation selon les facteurs explicatifs des dimensions de disparité de caractéristiques et de discrimination. Les hypothèses d'absence de disparités liées aux différences de caractéristiques et aux discriminations entre les niveaux d'éducatons ont été toutes rejetées au seuil de 1% (tableau 4). Ces résultats indiquent clairement que les différences de caractéristiques et les discriminations entre les niveaux d'éducatons influencent significativement les écarts d'accès à l'emploi. Les données mettent en évidence une forte disparité entre les niveaux d'éducatons en matière d'accès à l'emploi.

Les jeunes ayant un niveau primaire ont un taux d'accès à l'emploi significativement supérieur de 20,63% par rapport à celui des jeunes de niveau secondaire. Les différences de caractéristiques ont contribué à hauteur de 54,56% à l'augmentation de cet écart et les discriminations à 48,44%. Ces résultats indiquent que les différences de caractéristiques constituent la principale source de disparités entre les niveaux d'éducatons dans l'accès des jeunes à l'emploi au Burkina Faso.

Ce résultat montre que le marché du travail burkinabè est dominé par le secteur informel. Les entreprises en voulant minimiser leurs masses salariales recrutent les employés ne disposant pas d'un capital humain conséquent. Ainsi, le niveau d'éducation ne donne pas forcément un avantage en termes d'insertion sur le marché du travail. Les résultats de Tegoum (2012) et Kane (2014), confirment l'existence de la relation négative entre le niveau d'éducation et l'accès au travail. Cependant, ce résultat est différent de celui trouvé par Koami et Aklesso (2020). Les résultats indiquent que l'âge, le sexe, la situation financière des parents, le milieu de résidence et le nombre de jeunes dans le ménage sont les principaux facteurs explicatifs de la disparité à l'égard des jeunes du secondaire.

Une analyse approfondie à travers la décomposition selon le niveau supérieur permet de constater que les hypothèses d'absence de disparités liées aux différences de caractéristiques et aux discriminations entre les niveaux d'éducatons ont été toutes rejetées au seuil de 1% (tableau 5). Les jeunes ayant un niveau supérieur ont un taux d'accès à l'emploi inférieur de 1,9% par rapport à celui des jeunes de niveaux primaire et secondaire. Ces résultats indiquent que les discriminations à l'encontre des jeunes du niveau supérieur constituent la principale source de disparité dans l'accès des jeunes à l'emploi. Dans ce cas, si les jeunes diplômés du supérieur avaient les mêmes traitements que ceux du primaire et secondaire, l'écart d'insertion entre niveaux devrait diminuer de 12,59%. Les variables explicatives liées à l'âge et la situation financière des parents contribuent significativement à la réduction de cette discrimination. Ce résultat montre l'importance des relations familiales sur le marché de l'emploi burkinabè. Etant donné que le marché de travail est constitué par des entreprises informelles à caractère familial, les recrutements ne suivent pas les règles légales. Ainsi, les résultats montrent que sur le marché de l'emploi burkinabè, l'investissement dans le capital humain n'est pas un gage d'insertion professionnelle du fait de la discrimination. Cependant, les variables explicatives liées à la résidence et le nombre de jeunes contribuent significativement à l'augmentation de cette discrimination.

Tableau 4 : Décomposition des disparités d'accès à l'emploi entre les niveaux primaire et secondaire selon leurs facteurs explicatifs

	Coefficients		Ecart type		Contribution
Partie Expliquée	-0,11258***		0,0084515		54,56%
Partie Inexpliquée	-0,093753***		0,035944		45,43%
Différence	-0,20633***		0,034531		
	Différence due aux caractéristiques (E)		Différence due aux Coefficients (C)		
	Coefficients		Ecart type		
Age	-0,055625***	0,0052615	0,19505	0,15146	
Sexe	-0,0091153***	0,0020925	-0,080141	0,054942	
Residence	-0,021141***	0,0045515	-0,045523	0,042898	
Formation Technique et Professionnelle	-0,0058219	0,0046795	-0,0046559	0,0090106	
Finance de la famille	-0,01634***	0,0046624	-0,030044	0,027941	
Instruction des parents	-0,0054027	0,0041716	-0,053358**	0,026921	
Nombre de jeunes	0,0008676***	0,00027322	0,0085178	0,050992	

Source: construit par les auteurs à partir des données de l'enquête 2021

Les caractéristiques individuelles expliquent une bonne partie de l'écart, mais près de la moitié reste liée à des facteurs comportementaux ou discriminatoires, remettant en question l'efficacité du capital humain pour l'insertion professionnelle. Le niveau supérieur est désavantagé par rapport aux autres niveaux d'éducation en termes d'insertion globale, principalement à cause de la discrimination (partie inexpliquée). Les jeunes diplômés n'accèdent pas aux opportunités d'emploi malgré leurs qualifications, suggérant une dévalorisation du diplôme dans un contexte dominé par l'informel.

Tableau 5 : Décomposition des disparités d'accès à l'emploi entre le niveau supérieur et les niveaux inférieurs selon leurs facteurs explicatifs

		Coefficients	Ecart type	
	Partie Expliquée (E)	0,1069***	0,036865	
	Partie Inexpliquée (C)	-0,12596***	0,042964	
	Différence	-0,019055	0,032005	
	Différence due aux caractéristiques (E)		Différence due aux Coefficients (C)	
	Coefficients	Ecart type	Coefficients	Ecart type
Age	0,12204***	0,020612	0,22522**	0,11455
Sexe	0,032478***	0,012499	0,036291	0,037977
Résidence	-0,00015	0,020136	0,05964	0,059285
Formation Technique et Professionnelle	-0,046824	0,030138	-0,0084623	0,010047
Finance de la famille	0,0061173	0,0080569	0,049541*	0,027624
Instruction des parents	-0,0060656	0,0038774	-0,029856	0,023505
Nombre de jeunes	-0,00068	0,00043517	0,0076334	0,033123

Source: construit par les auteurs à partir des données de l'enquête 2021

Conclusion

L'objectif de cette recherche était d'analyser les écarts d'insertion sur le marché du travail selon le niveau d'éducation. Pour cela, un modèle Probit bivarié a été utilisé pour estimer les déterminants de l'accès à l'emploi. La méthode de décomposition mvdcmp a été empruntée pour faire la décomposition non linéaire des écarts d'insertion sur le marché du travail selon le niveau d'éducation. Les estimations de ces modèles ont été faites avec des données primaires collectées dans le cadre d'un projet de recherche sur l'emploi des jeunes au Burkina Faso de 2021.

Les estimations du modèle Probit bivarié révèlent des impacts significatifs des facteurs du capital humain dans les déterminants de l'accès à l'emploi. Les résultats révèlent également que les jeunes du niveau primaire ont un taux d'accès à l'emploi supérieur de 20,63% par rapport à celui des jeunes du secondaire. Ce résultat est la combinaison de la composante différence de caractéristique et discrimination qui ont contribué respectivement à hauteur de 54,56% et 48,44% à cet écart. De même, les jeunes ayant un niveau supérieur ont un taux d'accès à l'emploi inférieur de 1,9% par rapport à celui des jeunes des niveaux primaire et secondaire. Ces résultats remettent en cause les hypothèses de la théorie du capital humain sur la relation entre niveau d'éducation et l'accès à l'emploi. Les résultats révèlent une structure du marché du travail défavorable aux jeunes diplômés, avec un système d'insertion paradoxal où l'éducation n'est pas systématiquement synonyme d'emploi. L'économie burkinabè, largement informelle, semble préférer les jeunes moins qualifiés, plus adaptables aux emplois non qualifiés à bas salaire. Cela appelle à une meilleure adéquation formation-emploi, à une valorisation du secteur formel, et à des politiques actives contre les discriminations structurelles.

Les résultats obtenus permettent de tirer plusieurs implications politiques susceptibles d'améliorer l'accès des jeunes à l'emploi. Les décideurs publics devraient : i) adopter des mesures incitatives pour encourager les employeurs à l'emploi des jeunes diplômés; ii) favoriser l'emploi des jeunes à tous les niveaux du système éducation, en particulier aux niveaux supérieurs ; iii) promouvoir l'accès au crédit et l'appui au développement de l'entrepreneuriat.

Bibliographie

- Aikaeli, Jehovaness et Mkenda, B. Kalinda, (2014). Determinants of informal employment: a case of Tanzania's construction industry. *The journal of the Botswana Economics Association*, 12(2), 51-73
- Albertini, J., Kamel, I., Poirier, A., et Terriau, A., (2020). le Travail informel dans les pays en développement: une revue de la littérature. *Revue Française d'Economie*, 35(1): 139-182.
- Arbache, Jorge, Saba ; Dickerson, Andy et Green, Francis, (2004). Trade liberalization and wages in developing countries. *The Economic Journal*, 114 (493), February, F73–F96.
- Becker, G., (1975). Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education. *National Bureau of Economic Research*, p. 13 - 44
- Bindop, M. K., (2019). les Inégalités d'accès au marché du travail au cameroun: role de l'école. *Revue d'Economie du Développement*, 27(2), 45.
- BIT, (2019). Relever le défi de l'emploi des jeunes: Derniers éléments concernant des questions de politique essentielles. *OIT*, Genève.
- BIT, (2020). Rapport sur l'emploi en Afrique (re-Afrique) – Relever le défi de l'emploi des jeunes. *OIT*, Genève.
- Blinder, A. S., (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455.
- Cain, G. G., (1976). The challenge of segmented labor market theories to orthodox theory: A survey. *Journal of Economic Literature*, 14(4), 1215-1257.

- Calvès, A.-E., et Kobiané, J.-F., (2014). Genre et nouvelles dynamiques d'insertion professionnelle chez les jeunes à Ouagadougou. *Presses de Sciences Po*, vol(71), 33-56.
- Charlot, O., (2005). Éducation, emploi et participation au marché du travail dans un modèle d'appariement. *Recherches économiques de Louvain*, vol(71), 35-66.
- Chaudhry, I. S., et Rahman, S., (2009). The Impact of Gender Inequality in Education on Rural Poverty in Pakistan: An Empirical Analysis. (F. a. Sciences, Éd.) *European Journal of Economics*, 15 , 1450-2275.
- Deepa, G., et Verena, T.-R., (2014). Gender, education and labour market: evidence from Mauritius. vol(34), 609 - 633.
- Dimova, R., Elder, S., et Stephan, K., (2016). Labour market transitions of young women and men in the Middle East and North Africa. *International Labour Organization*, vol(39), no. 44, p. 64.
- Ekamena Ntsama, S. N., (2014). Les écarts salariaux de genre au Cameroun. *Revue multidisciplinaire sur l'emploi, le syndicalisme et le travail*, 9(2), 124–146.
- Fairlie, R. W., (2005). An extension of the Blinder–Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. *Journal of Economic and Social Measurement*, 30, 305–316.
- Flayols, A., (2015). Accumulation du capital humain et employabilité: une mise en perspective empirique. *Economies et finances*. Université de Toulon, *thèse de doctorat. Français*. 356 pages.
- Fozin I., (2009). Marché de travail en périodes d'ajustement structurel : quelques résultats d'analyse du comportement des demandeurs d'emploi au Cameroun. Présenté à International Symposium on Research Education in the Practices and Policies of Africa, Bamako, 15-17.
- Greene W H, (2003). *Econometric Analysis*. New York, MacMillan Publishing Company, 5e edition.

- Greene, W. H., (2008). *Econometric Analysis*. (éd. 6th ed. Upper Saddle River). Prentice.
- Hallak, J., et Caillods, F., 1981, Education, training, and the traditional sector. Unesco, International Institute for Educational Planning.
- Institut National de la Statistique et de la Démographie, INSD, (2019). Enquête sur la transition des jeunes vers la vie active, ETVA. Bureau international du Travail, Ministère de l'Economie, des Finances et du Développement, Burkina Faso.
- Institut National de la Statistique et de la Démographie, (2018). Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel, ERI-ESI. Ministère de l'Economie, des Finances et du Développement, Burkina Faso
- Jonathan Enguta Mwenzi, (2020). Le système éducatif de la République démocratique du Congo et ses principaux défis. , *Revue internationale d'éducation de Sèvres*, vol(85), 23-29.
- Koami, M. M., et Aklesso, Y. G., (2020). L'accès des jeunes au marché du travail au Togo et au Bénin: Une évidence paramétrique et semi-paramétrique. *African Development Review*, vol(32).
- Kuepie, M., Nordman, C., et Roubaud, F., (2006). Education and labour market outcomes in sub-Saharan West Africa. Développement, Institutions et Analyses de Long terme. *Document de Travail DIAL, DT/2006/12*.
- Lagerlof, N.-P., (2003). Gender equality and long-run growth. *Journal of Economic Growth*, vol (8), 403-426.
- Lucas, Robert, E., Jr, (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, vol (22), 3-42.
- Malam, M. N., (2018). Diplômes et emplois informels au Niger : Les enseignements de l'enquête nationale sur l'emploi et le secteur informel. *L'économie Informelle, l'entrepreneuriat et l'emploi*, 3(1), 180–201.

- Mincer, J., (1997). The production of human capital and the life cycle of earnings : variations on a theme. *Journal of Labor Economics*, vol(15), 26-47.
- Nilsson, B., (2018). The School-to-Work Transition in Developing Countries, *The Journal of Development Studies*.
- Njifen, I., (2015). Caractéristiques et déterminants du chômage des jeunes au Cameroun: Le rôle prépondérant du diplôme et du sexe, *African Development Review*, 27(4), 443–455.
- Ntsama, E., (2014). Les écarts salariaux de genre au cameroun. *Revue multidisciplinaire sur l'emploi, le syndicalisme et le travail*, 9(2), 124-146.
- Ondoa, Henri, Atangana, (2019). L'effet de l'éducation sur les disparités salariales dans le secteur informel: l'exemple du Cameroun. *Revue internationale du Travail*, 158 (3), 615-631
- Park, T. A., et Lohr, L., (2010). A Oaxaca–Blinder decomposition for count data models. *Applied Economics Letters*, 17, 451–455.
- Polachek, Solomon, (1981). Occupational Self-Selection : A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure. *Review of Economics and Statistic*, 63 (1), 60-69.
- Powers, D. A., Yoshioka, H., et Yun, M.-S., (2011). mvdcmp: Multivariate decomposition for nonlinear response models. *The Stata Journal*, 11(4), 556–576.
- Prisca Kergoat et Philippe Lemistre (2022). Introduction aux frontières de la formation initiale et du travail. *Formation emploi*, vol(159), 7-22.
- Pritchett, J. B., & Yun, M.-S., (2009). The in-hospital mortality rates of slaves and freemen: Evidence from Touro Infirmary. *Explorations in Economic History*, vol (46), 241–252.
- Schultz, T. W., (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51 (1), 1–17.
- Spence, M.,(1973). Job Market Signalling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374.

- Tegoum, P., N., (2012). Analyse des rendements de l'éducation dans le secteur informel au Cameroun. *Conférences et séminaires*, AFD n° : 6, décembre, 129-149
- Thiaw, M., et Cabral, J., (2019). Capital humain et emploi dans la zone UEMOA : Cas du Benin, du Burkina, du Niger et du Sénégal. *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 27(2), 563-576
- Thurow, L. C. (1972). Education and economic equality. The public interest, 28, 66.
- Totouom, A., Mboutchouang, V. D., et Kaffo, F. H., (2018). The effects of education on labour force participation in Cameroon: A gender perspective. *African Development Review*, 30(1), 45–55.
- Traoré S.S.L et Mariko O. (2021). Le rôle du capital humain dans l'accès à l'emploi dans le contexte malien: une analyse empirique. *Revue Française d'Économie et de Gestion*, 2(11), 385-404
- Tremblay, D.-G., (2004). Économie du travail. Les réalités et les approches théoriques (éd. Éditions Saint-Martin, 2e). Montréal.
- Yun, M.-S., (2004). Decomposing differences in the first moment. *Economics Letters*, vol (82), 275–280.
- Yun, M.-S, (2008). Identification problem and detailed Oaxaca decomposition: A general solution and inference. *Journal of Economic and Social Measurement*, vol (33), 27–38.