

L'impact Des Investissements Directs Etrangers Sur La Réduction De La Pauvreté Dans L'UEMOA

Kouame Mathieu Vincent

Département d'Economie / Université Felix Houphouët Boigny, Côte d'Ivoire

Résumé: L'objectif de ce travail est d'évaluer l'impact des investissements directs étrangers (IDE) sur la réduction de la pauvreté, aussi bien directement qu'à travers ses effets sur la croissance et les inégalités, dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Ainsi, à l'aide de données de panel sur la période 1990-2017 et d'un modèle à trois équations simultanées, les résultats montrent que, les IDE réduisent directement la pauvreté, mesurée par l'indice de développement humain (IDH), mais pas à travers leurs effets sur la croissance et les inégalités de revenus. Au vu de cela, les autorités de l'Union devront mettre en place des mesures incitatives dans les secteurs à forte intensité de main d'œuvre en vue de réorienter les IDE vers les activités dans lesquelles exercent le plus les personnes pauvres.

Mots clés: Investissements directs étrangers, pauvreté, croissance, inégalités, équations simultanées

Date of Submission: 06-07-2019

Date of acceptance: 22-07-2019

I. Introduction

Après les OMD, un objectif post-OMD a été signé en 2015 dans le cadre des ODD des Nations Unies traduisant ainsi que certains pays connaissent encore des niveaux de pauvreté élevés. Dans ce cas, des investissements de capitaux considérables sont nécessaires pour redresser la barre. L'IDE apparait comme une solution à cette situation dans la mesure où il constitue une source importante d'investissement de capitaux. Ainsi, les entrées de capitaux sont présentées comme des catalyseurs du développement et implicitement de réduction de la pauvreté. De ce fait, les pays en développement vont se livrer une concurrence acharnée pour attirer les IDE en mettant en avant leurs avantages concurrentiels. A ce jeu, ce sont les pays asiatiques qui ont réussi à attirer la plus grande part des flux d'IDE pour stimuler leur développement au détriment des pays africains. En effet, la proportion mondiale des IDE entrants en Asie qui était de 6,4% en 1970 est passé à 9,9% en 1985 pour afficher une valeur de 33,3% en 2017 tandis que celle de l'Afrique n'a fait que baisser progressivement, passant de 9,5% à 4,4% de 1970 à 1985 et redescendre à 2,9% en 2017. Dans le cas particulier de l'Union Economique et Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (UEMOA), la même tendance à la baisse a été logiquement observée au sein de l'UEMOA qui, elle, affichait 0,35%, 0,04% et 0,18% respectivement en 1970, 1985 et 2017 (CNUCED, 2017). Dans le même temps, l'analyse des indicateurs montre que le taux de pauvreté régresse progressivement dans l'Union mais reste tout de même très élevé. En effet, de 52,1% en 1981 le taux de pauvreté est passé à 49,4% en 2010 puis à 39,56% en 2017 (BCEAO, 2012 et FMI, 2018). De même les indicateurs sociaux se sont à peine améliorés et restent relativement faibles. Entre 2003-07 et 2008-12, les taux d'alphabétisation des adultes et de scolarisation dans le primaire sont passés respectivement de 35,5% à 46% et de 74,9% à 88,9%, et quant à l'espérance de vie, elle est passée de 53,8 ans à 55,6 ans (FMI, 2016). Ainsi, l'UEMOA n'a non seulement pas réussi à attirer les IDE mais a aussi connu une insuffisance des niveaux de développement. Ce constat permet de soupçonner l'existence d'une relation possible entre les IDE et le niveau de développement et autorise une investigation sur ce sujet.

En effet, les études économiques existantes s'appuient sur l'existence d'une causalité entre les IDE et la croissance pour déduire la nature de leurs effets sur la pauvreté. Cette hypothèse a toutefois été remise en question par des auteurs comme Anand et Sen (2000) car rien ne permet d'affirmer que tout accroissement de la croissance puisse induire inéluctablement une amélioration du bien-être des pauvres. En effet, si les fruits de la croissance économique ne sont pas équitablement redistribués le niveau de pauvreté peut rester constant ou s'aggraver. Dans ce cas, réduire la pauvreté, reviendrait soit à favoriser la croissance en maintenant les inégalités de revenus constantes soit redistribuer les revenus en faveur des pauvres même en cas de croissance nulle ; ou soit encore favoriser la croissance et faire baisser les inégalités simultanément. Toutes ses raisons évoquées amènent à reconsidérer comment les IDE affectent la pauvreté, en analysant leurs effets sur le triangle croissance-inégalité-pauvreté. L'investigation de ce canal, dans le cas de la zone UEMOA constitue l'objectif de cette étude. Par conséquent, certaines questions devraient être posées : Quel est l'impact des IDE sur la croissance et les inégalités de revenus? Ces effets sont-ils opposés ou de même nature? Quel en est l'impact total sur la pauvreté ?

Dans la suite de ce travail, nous passons d'abord en revue la littérature de l'impact de l'IDE sur la pauvreté. Dans un deuxième temps, nous abordons l'étude empirique sur l'UEMOA en construisant un modèle économétrique en équations simultanées sur un panel non cylindré dont les résultats de l'estimation feront l'objet d'interprétation et de recommandations.

II. Revue de la littérature

Du point de vue théorique, plusieurs études ont montré que l'IDE a d'une part, des effets d'entraînement horizontaux qui résultent de transfert de technologie vers des entreprises locales (Blomström et Wang, 1992 ; Meyer, 2004 et Calvo et Hernandez, 2006...) ; et d'autre part, des effets d'entraînement verticaux composés de liaisons en amont et en aval (Gorg et Greenaway, 2004 ; Sumner, 2005 ; Liu et al., 2009). Les liens en amont impliquent l'achat de biens intermédiaires par une filiale étrangère auprès d'entreprises nationales alors que les liaisons en aval impliquent la croissance d'un secteur qui utilise la production de la filiale étrangère. De plus, les IDE apportent un certain nombre d'avantages au pays hôte dont le plus important est une augmentation du capital d'investissement essentiel à la croissance économique (Klein et al., 2001). La croissance économique qui en résulte joue un rôle important dans la réduction de la pauvreté.

Quant aux études empiriques, elles sont abondantes et diversifiées. Toutefois, les résultats de ces études diffèrent les uns des autres, tant en raison des méthodes économétriques utilisées que des espaces et indicateurs de pauvreté considérés. Ainsi, alors que certaines études ont démontré que l'IDE est un instrument indispensable à la réduction de la pauvreté, d'autres par contre n'ont pu mettre en évidence cette relation positive.

IDE et croissance économique

Les partisans de l'afflux internationaux de capitaux avancent que l'IDE devrait en principe contribuer de diverses façons à l'investissement et à la croissance dans les pays hôtes. De Gregorio (1992) en analysant un panel de 12 pays de l'Amérique Latine, sur la période de 1950-1985, aboutit à la conclusion que l'IDE a un impact positif et significatif sur la croissance économique. En plus, il trouve que la productivité des IDE est plus grande que celle des investissements domestiques. De même, De Mello (1999), en évaluant l'impact des IDE sur la croissance pour un échantillon de pays membre et non membre de l'OCDE, sur la période 1970-90, à l'aide de méthodes de séries temporelles, aboutit à la conclusion que les IDE stimulent la croissance économique via la modernisation technologique et la diffusion des connaissances. Au Vietnam, Nguyen (2003) étudie l'impact des IDE sur la réduction de la pauvreté sur un panel de 61 provinces au cours de la période 1990-2000. Il trouve que l'IDE a un impact positif et significatif sur la croissance économique et donc réduit indirectement la pauvreté. De même, entre 1970 et 2008, Umoh et al. (2012) examinent la relation entre la croissance économique nigériane et l'IDE en utilisant un modèle à systèmes d'équations simultanées. Leurs résultats montrent que les IDE et la croissance économique sont conjointement déterminés au Nigéria et que les IDE ont des effets positifs sur la croissance et vice versa. Récemment, Seyoum et al. (2015) ont utilisé un panel de 23 pays africains sur la période 1970-2011 pour examiner le sens de causalité au sens de Granger entre les IDE et la croissance économique. Leurs résultats empiriques ont indiqué la présence d'une causalité bidirectionnelle entre les deux variables pour l'ensemble des pays de l'échantillon.

Par ailleurs, certaines études empiriques ont montré que la relation entre ces deux variables peut être soit négative soit non significative. C'est le cas d'Alaya (2004) qui, en utilisant un modèle à équations simultanées, présente des résultats assez surprenants sur la Tunisie. Ce pays avec une forte attractivité des IDE (opérations de partenariat tournées vers le marché local et des entreprises offshores totalement tournées vers l'exportation et sans lien avec le tissu industriel local) ne profite pas pleinement de leurs effets sur l'économie. Malgré l'effet significativement positif de l'IDE sur quelques variables motrices de la croissance à savoir les exportations, le capital humain et l'investissement domestique, sa contribution à la croissance économique n'est pas significative pour autant. Meschi (2006), quant à elle, a étudié l'effet de l'IDE sur la croissance économique dans les pays d'Afrique du Nord et du Moyen Orient. Sa conclusion est que l'IDE n'a pas d'effet positif sur la croissance économique. En effet, en s'appuyant sur des données de panel de 14 pays de la région sur la période 1980-2003, elle trouve que le coefficient de l'IDE est généralement négatif, sinon rarement significatif. De son côté, à l'aide d'une approche Var Co-intégrée, Remla (2012), a analysé l'impact de l'IDE sur la réduction de la pauvreté en Ethiopie de 1990 à 2009. Les résultats ont indiqué que les IDE ont un impact négatif sur la croissance économique et donc ne réduisent pas la pauvreté. De même, Ogunniyi et Igberi (2014), ont testé sur la période 1980-2012 l'impact de l'IDE sur la réduction de la pauvreté à l'aide du modèle des MCO au Nigéria. Leurs résultats montrent que l'IDE a un impact positif mais non significatif sur la croissance économique. Tout récemment, Demir et Duan (2018) examinent les effets de l'IDE sur la croissance de la productivité et sur la convergence de la productivité avec la frontière de productivité des pays en distinguant les combinaisons origine / destination Sud / Nord. Les auteurs ne constatent aucun effet significatif des flux d'IDE bilatéraux sur la croissance de la productivité ou l'écart de productivité, quelle que soit la direction des flux Sud-Sud ou Nord-Sud. Par contre, ils trouvent un effet positif des flux d'IDE Sud-Sud sur la croissance du capital humain.

IDE et IDH

Les premiers travaux remontent à Sharma et Gani (2004) qui, à l'aide d'un modèle à effet fixe sur données de panel, ont montré que cette relation était positive pour des pays à faibles revenus et à revenus intermédiaires entre 1975 et 1999. De même, à l'aide de données de panel non cylindré sur un échantillon de 49 pays en développement entre 1980 et 2005, Reiter et Steensma (2010) sont parvenus au même résultat. De leur côté, afin de donner de la robustesse à leur étude, Gohou et Soumaré (2012) ont analysé l'impact de l'IDE sur la pauvreté dans un échantillon de 52 pays africains entre 1990 et 2007. En recourant aux données de panel et en contrôlant l'endogénéité à l'aide de la régression des doubles moindres carrés, ils ont découvert une relation positive forte et significative entre l'IDE et la réduction de la pauvreté. Toutefois, en orientant l'analyse au niveau des différentes régions africaines, les auteurs ont constaté que l'impact de l'IDE sur la pauvreté était non significatif dans les régions du Sud et du Nord de l'Afrique. Enfin, récemment, Soumaré (2015) a examiné la relation entre IDE et le bien-être en Afrique du Nord de 1990 à 2011, en utilisant une régression dynamique sur données de panel et la causalité au sens de Granger. L'auteur a constaté une relation forte et positive entre les entrées nettes d'IDE et l'amélioration du bien-être.

Toutefois, outre la croissance, la réduction de la pauvreté dépend aussi de l'évolution des inégalités de revenus. Il apparaît donc opportun d'analyser, par la suite, l'impact de l'IDE sur les répartitions des revenus.

IDE et inégalités

Parmi les études qui ont trouvé que les IDE réduisent les inégalités de revenus, on a par exemple, Bussmann et al. (2005) qui évaluent l'effet de la mondialisation sur l'inégalité des revenus dans les pays, en mettant l'accent sur l'influence des stocks d'IDE accumulés pour 72 pays au cours de la période 1970-90. Les résultats montrent que la mondialisation n'augmente pas les inégalités des revenus nationaux. De même, Jensen et Rosas (2007) examinent le lien entre les IDE et les inégalités de revenus au Mexique. Ils utilisent une approche par variables instrumentales et constatent que l'augmentation des entrées d'IDE est associée à une diminution des inégalités de revenus dans les 32 Etats du Mexique. Aux Etats-Unis, Chintrakarn et al. (2012) constatent que les IDE réduisent considérablement les inégalités de revenus entre 1977 et 2001, et ce malgré l'importante hétérogénéité qui existe entre les Etats américains.

Toutefois, d'autres études, par contre, ont montré que les flux d'IDE aggravaient les inégalités de revenus ou présentaient des résultats ambigus. C'est le cas de Tsai (1995) qui, en utilisant un échantillon de 33 pays en développement, vérifie la variation du coefficient de GINI en fonction de la croissance économique, des entrées d'IDE et d'autres variables instrumentales politiques et géographiques. Il trouve que les IDE, certes, augmentent les inégalités de revenu (surtout dans les pays asiatiques), mais cet effet est marginal et dépend des considérations géographiques. Choi (2006) analyse la relation entre l'IDE et les inégalités des revenus au sein 119 pays en testant les effets des stocks d'IDE sortants et entrants sur le coefficient de GINI de 1993 à 2002. Les résultats révèlent que les mouvements des IDE dans les deux sens augmentent les inégalités. En outre, Pandej et al. (2010), en utilisant des techniques de cointégration et des tests de causalité, explorent la relation entre l'IDE et les inégalités de revenus aux Etats-Unis. Ils constatent que les effets à court terme de l'IDE sur les inégalités de revenus sont non significatifs ou faiblement significatifs et négatifs. Récemment, en Turquie, Ucal et al. (2014) analysent, à l'aide d'un modèle autorégressif à retard échelonné, comment l'IDE et d'autres facteurs influencent les inégalités de revenus de 1970 à 2008. Les auteurs constatent que l'IDE augmente les inégalités de revenus à court terme mais cet effet disparaît à long terme.

Au terme de cette revue de la littérature, il ressort que les opinions sur l'impact des IDE sur la réduction de la pauvreté sont loin d'être unanimes, et ce malgré les différentes mesures utilisées tant pour les IDE (stocks et entrées) que pour la pauvreté (PIB/habitant, IDH et inégalités). Par conséquent, dans la suite de cette étude, nous essayerons d'apporter, de façon empirique, une contribution à l'analyse de cette relation pauvreté-croissance-inégalité, tout en y introduisant les IDE comme un choc exogène.

III. Méthodologie

Dans cette partie nous tenterons d'apporter une réponse à la problématique principale de notre étude à savoir l'effet des IDE sur la réduction de la pauvreté dans les pays de l'UEMOA.

3.1 Présentation du modèle empirique

La modélisation des interactions entre les IDE et la pauvreté se fera à partir d'un modèle structurel à équations simultanées appliquées sur données de panel non cylindré. Ce choix se justifie par le fait que l'impact des IDE sur la pauvreté dépend d'abord de leur impact sur la croissance et les inégalités, puis de l'interaction entre ces deux dernières et enfin de l'action de celles-ci sur la pauvreté. De plus, certaines variables influencent simultanément la pauvreté, les inégalités et la croissance. Ce faisant, l'estimation d'un modèle structurel à équations simultanées qui endogénéise la croissance, les inégalités et la pauvreté, et où les IDE sont considérés

comme exogènes, permet de tenir compte de cette interdépendance, et de réduire considérablement les biais d'estimation équation par équation.

Ainsi, notre modèle empirique se fonde sur la relation trilatérale entre la croissance, les inégalités et la pauvreté. Il convient donc d'explicitier ici chacune de ces équations comportant des variables communes et des variables spécifiques.

L'équation de la croissance

Cette équation est construite à partir des modèles « standards » de croissance de Borensztein et al. (1998), de Forbes (2000) et de Barro (2001). Nous retenons la spécification suivante:

$$TCRH_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GINI_{it} + \alpha_2 GINI_{it}^2 + \alpha_3 IDE_{it} + \alpha_4 PIB_{0it} + \alpha_5 OUV_{it} + \alpha_6 INF_{it} + \alpha_7 INFRA_{it} + \alpha_8 POP_{it} + \alpha_9 INV_{it} + \alpha_{10} DCP_{it} + \alpha_{11} CRED_{it} + u_{it} \quad (1)$$

L'équation des inégalités

A la suite de Borschier (1983), Tsai (1995), Deininger et Squire (1998) et Lundberg et Squire (2003), nous utilisons la forme fonctionnelle suivante :

$$GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 TCRH_{it} + \beta_2 IDE_{it} + \beta_3 PIB_{it} + \beta_4 PIB_{it}^2 + \beta_5 URB_{it} + \beta_6 EDR_{it} + \beta_7 DCP_{it} + \gamma_{it} \quad (2)$$

L'équation de la pauvreté

La spécification de l'équation représentative de la pauvreté repose en grande partie sur les travaux de Gohou et Soumaré, (2012) ; Lenhart et al., (2013) et Soumaré, (2015). Nous adaptons le modèle utilisé par ces auteurs afin de tenir compte des spécificités des pays de l'UEMOA.

Ainsi l'équation de la pauvreté s'établit comme suit :

$$PAUV_{it} = \gamma_0 + \alpha_4 TCRH_{it} + \gamma_1 GINI_{it} + \gamma_2 IDE_{it} + \gamma_3 POP_{it} + \gamma_5 INFRA_{it} + \gamma_6 EDR_{it} + \gamma_7 OUV_{it} + \gamma_8 INF_{it} + \gamma_9 CRED_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

En définitive, le système d'équations simultanées se présente comme suit :

$$\begin{cases} TCRH_{i,t} = B_1 GINI_{i,t} + E_1 IDE_{i,t} + D_1 X_{i,t} + u_{i,t} & (4.4.1) \\ GINI_{i,t} = A_2 TCRH_{i,t} + E_2 IDE_{i,t} + D_2 W_{i,t} + \gamma_{i,t} & (4.4.2) \\ PAUV_{i,t} = A_3 TCRH_{i,t} + B_3 GINI_{i,t} + E_3 IDE_{i,t} + D_3 Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} & (4.4.3) \end{cases} \quad (4)$$

Où,

« X » est le vecteur des variables spécifiques à la croissance économique. Il est composé de $GINI^2$, PIB_0 , INF , $INFRA$, POP , INV , OUV , $DCPetCRED$.

« W » est le vecteur des variables spécifiques aux inégalités de revenus il comprend PIB , PIB^2 , URB , $DCPetEDR$.

« Z » est le vecteur des variables spécifiques à la pauvreté. Il inclut INF , OUV , EDR , POP , $CRED$ et $INFRA$.

Les variables endogènes :

- **PAUV** : l'indice de développement humain
- **TCRH** : le taux de croissance du produit intérieur brut par tête.
- **GINI et $GINI^2$** : le coefficient de GINI et sa forme quadratique en vue de tester l'hypothèse d'une relation en « U » inversé allant des inégalités vers la croissance.

Les variables explicatives :

- **IDE** : le stock d'IDE entrant en pourcentage du PIB.
- **PIB₀** : le produit intérieur brut initial par habitant permettant de vérifier l'hypothèse de convergence des économies de la Zone.
- **PIB et PIB²** : le produit intérieur brut et sa forme quadratique pour vérifier les hypothèses de linéarité et non linéarité de Kuznets.
- **URB** : le pourcentage de la population urbaine dans la population totale. Nous testons ici l'hypothèse de Kuznets selon laquelle l'exode rurale et la mise à niveau intersectorielle des rémunérations des facteurs de production entraînent une hausse des inégalités dans les premières phases du développement.
- **POP** : le taux de croissance démographique.
- **INFRA** : le niveau d'infrastructures mesuré par le nombre de souscriptions à internet pour cent habitants. Le développement des Technologies de l'Information et de la Communication (TIC) permet de voir dans quelle mesure l'urbanisation offre des possibilités de croissance industrielle, créatrice de nouvelles opportunités pour les démunies.
- **EDR** : la variable institutionnelle mesurée par l'Etat de droit¹.
- **OUV** : la part du pays dans le commerce mondial en pourcentage du PIB, qui donne l'ampleur des échanges commerciaux.

¹ L'Etat de droit représente un pays où chaque autorité, y compris l'Assemblée législative, est sous le contrôle de la justice dont la mission est de veiller à ce que les autorités respectent l'intégralité des principes constitutionnels.

- **INV** : l'investissement domestique mesuré par le ratio formation brut de capital fixe rapporté au PIB.
 - **DCP** : le niveau des dépenses publiques mesuré par le niveau de la consommation publique sur le PIB permet d'établir la taille de l'Etat.
 - **INF** : le taux d'inflation domestique mesuré par la variation en pourcentage du déflateur du PIB.
 - **CRED** : le crédit total octroyé par les intermédiaires financiers au secteur privé sur le PIB.
- Ainsi, après avoir défini les caractéristiques du modèle théorique, il convient de préciser les méthodes économétriques les plus adaptées à notre travail.

3.2 La méthodologie d'estimation

Avant de présenter les techniques économétriques adéquates pour l'estimation de notre modèle, il convient de jeter un regard critique sur les données dont nous disposons.

3.2.1 Les données

La plupart des données proviennent de la base World Development Indicator 2017 de la Banque Mondiale, à l'exception des données sur la pauvreté (Rapport sur le développement humain du PNUD), le stock d'IDE (base de données de la CNUCED), l'Etat de droit (Indicateur de Gouvernance dans le Monde de Kaufmann et al.) et de l'ouverture commerciale (Penn World Table). Ces données sont des séries annuelles portant sur les pays de l'UEMOA, sauf la Guinée-Bissau et le Burkina Faso (à cause du manque de certaines données), sur la période 1990-2017.

3.2.2 Statistiques descriptives et corrélation entre les variables

Le résumé des statistiques de notre échantillon est consigné dans le tableau n°1 qui permet de remarquer que dans l'ensemble les écarts types sont globalement faibles, excepté celui de la variable PIB qui est particulièrement très élevé. Afin de normaliser les séries nous choisissons d'utiliser dans les régressions, une transformation logarithmique uniquement pour le PIB.

Par ailleurs, l'analyse de la matrice des coefficients de corrélation entre les différentes variables de l'étude (voir annexe), montre qu'il existe une forte corrélation entre la variable de l'intermédiation financière et celle des infrastructures. De même, la variable du ratio de la population rurale dans la population totale est fortement corrélée aux variables du taux croissance de la population, de l'intermédiation financière et du PIB. Afin donc d'éviter d'éventuelles multicollinéarités entre ces différentes variables, pouvant entraîner une instabilité des coefficients estimés, elles seront introduites une à une dans les différentes estimations².

Tableau n°1 : Statistiques descriptives des variables

Variable	Observation	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
TCRH	168	0.747	3.670	-17.009	12.256
PIB	168	9.37e+09	7.69e+09	1.67e+09	3.95e+10
PAUV	168	0.386	0.076	0.212	0.515
GINI	27	41.321	4.636	31.450	54.140
IDE	166	16.570	13.707	1.127	77.346
OUV	150	-5.418	6.561	-25.729	3.698
INF	168	4.116	7.540	-9.824	46.386
CRED	168	16.935	8.015	3.302	41.398
POP	168	2.917	0.471	1.785	3.843
INV	168	18.865	6.783	6.767	38.895
DCP	167	14.140	2.127	8.416	18.793
EDR	114	-0.603	0.367	-1.480	0.066
URB	168	34.983	10.175	15.368	54.180
INFRA	134	4.271	7.588	0.000	43.840

Source : Estimation de l'auteur sous STATA 15

3.2.3 Conditions d'identification

La méthode d'estimation dans le cadre des modèles à équations simultanées dépend du critère d'identification du modèle, (Bourbonnais, 2009). Ainsi, nous vérifions que chacune des trois équations spécifiées satisfait à la fois à la condition d'ordre (la condition nécessaire) et à la condition de rang (la condition nécessaire et suffisante) d'identification. Selon Greene (2003), l'équation j satisfait la condition d'ordre d'identification si K_j (le nombre de variables exogènes exclues de l'équation j) est supérieur ou égal à M_j (le nombre de variables endogènes incluses dans l'équation j). La condition de rang, elle, impose une restriction à

²Les tests économétriques ont montré des résultats non statistiquement significatifs pour les variables de l'intermédiation financière (CRED) et le ratio de la population urbaine dans la population totale (URB). Ces deux variables ont donc été éliminées du modèle.

une sous-matrice de la matrice de coefficients de forme réduite afin de garantir qu'il existe exactement une solution pour les paramètres structurels étant donné les paramètres de forme réduite. La procédure est la suivante :

- Construire une matrice dans laquelle chaque ligne représente une équation et chaque colonne représente une variable dans le modèle à équations simultanées ;
- Lorsqu'une variable apparaît dans une équation, on la marque d'un « 1 » et si une variable n'apparaît pas dans une équation, on la marque d'un « 0 » ;
- Supprimer la ligne de l'équation que l'on cherche à identifier ;
- Former une sous-matrice à partir des colonnes correspondant aux éléments contenant des « 0 » dans la ligne que l'on a supprimée ;
- Pour cette sous-matrice, si l'on trouve au moins $(G - 1)$ lignes et colonnes qui ne sont pas toutes nulles, l'équation est identifiée. Dans le cas contraire, l'équation est non identifiée. (G étant le nombre de variables endogènes).

Les résultats de ces tests pour nos différentes équations, présentés dans le tableau n°2, indiquent que les équations du modèle satisfont les conditions d'ordre et de rang, le système est donc sur-identifié, et nous pouvons dès lors choisir la méthode appropriée pour procéder à l'estimation du modèle.

Tableau n°2 : Test des conditions d'identification

Conditions d'identification				
Condition d'ordre d'identification pour l'équation j				
	K_j	M_j	$K_j \text{ et } M_j$	Conclusion
Equation 1 (C)	3	2	$3 > 2$	sur-identifiée
Equation 2 (I)	7	2	$7 > 2$	sur-identifiée
Equation 3 (P)	6	3	$6 > 3$	sur-identifiée
Condition de rang d'identification pour l'équation j				
	Les sous-matrices			Conclusion
Equation 1 (C)	$\begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$			identifiée
Equation 2 (I)	$\begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$			identifiée
Equation 3 (P)	$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$			identifiée

Source : Calcul de l'auteur

3.2.4 Technique d'estimation

Toutes les équations sont sur-identifiées, elles peuvent être estimées de manière appropriée par les estimateurs des DMC et/ou des TMC. Dans le cadre de notre étude, les DMC tout comme les TMC présentent l'avantage de réduire le biais de simultanéité, autrement dit le biais de causalité inverse. En effet, il existe de fortes causalités réciproques entre les IDE, la croissance économique, les inégalités et la pauvreté, ce qui nous renvoie aux problèmes d'endogénéité (Lahimer, 2009). Ce faisant, au regard de notre modèle, les DMC pourraient présenter une limite majeure en ce qui concerne la corrélation des résidus des différentes équations. De ce fait, la solution afin d'obtenir une estimation efficace résiderait dans un estimateur capable de corriger le biais de corrélation des résidus tout en admettant les variables exogènes endogènes. Cette description correspond à la méthode des TMC. C'est est une méthode systémique, pour laquelle tous les paramètres du modèle sont estimés conjointement. D'abord, elle estime chaque équation par les doubles moindres carrés ; ensuite, elle génère les résidus à partir des résultats de la première étape et les utilise pour estimer le lien entre les aléas des différentes équations ; enfin, elle applique les moindres carrés généralisés pour estimer globalement l'ensemble du modèle en tenant compte de l'information dérivée à la deuxième étape.

3.3 Résultats de l'estimation et interprétations

Le modèle économétrique, met en exergue le rôle des IDE, à travers l'estimation des interactions au sein du triangle croissance-inégalités-pauvreté. Dans un premier temps, nous notons que le modèle spécifié est globalement significatif. En effet, les coefficients d'ajustement R^2 des équations de croissance, des inégalités et de la pauvreté sont élevés (76,8%, 76,9% et 83,5%) et plus proche de 1. De même, nous observons ensuite les p-values, qui représentent la probabilité des tests de χ^2 et de F-stat de rejeter l'hypothèse nulle de régression fallacieuse, sont toutes égales à 0,000 et donc inférieures à 0,05. Enfin, les statistiques RMSE (Racine carrée de l'erreur quadratique moyenne), qui donnent l'écart entre les valeurs simulées des variables par rapport aux valeurs observées, sont très faibles (0,79, 1,77 et 0,02).

Les résultats du tableau n°3 inspirent plusieurs commentaires au niveau des équations de la croissance, des inégalités et de la pauvreté.

Equation de la croissance

Dans un premier temps, les résultats montrent que plusieurs variables (ouverture commerciale, inflation, croissance démographique, infrastructure et IDE) ne sont pas significatives. En effet, concernant les variables de contrôle, ces résultats vont à l'encontre de ceux de la majorité des études empiriques portant sur la croissance. Toutefois, ces résultats sont accords avec les conclusions des études empiriques menées par Gohou et Soumaré (2012) dans plusieurs pays d'Afrique, notamment dans les pays de l'Union Arabe Magrheb et par Coulibaly (2015) dans le cadre de son étude sur l'UEMOA.

Tableau n°3 : Résultats de l'estimation par la méthode des Triples Moindres Carrés.

	Croissance	Inégalités	Pauvreté
CONS	-197.022*** (-5.51)	-4063.224*** (-2.58)	0.4100151*** (2.89)
TCRH	-	0.500853 (1.35)	0.0018146 (0.34)
GINI	6.791261*** (3.56)	-	0.0045994 (1.24)
GINI ²	-0.0789072*** (-3.35)	-	-
IDE	-0.022036 (-0.95)	-0.1872586*** (-5.69)	0.0012968** (2.16)
LPIB ₀	2.538636*** (3.44)	-	-
LPIB	-	361.1139*** (2.62)	-
LPIB ²	-	-7.920031*** (-2.62)	-
OUV	-0.0574949 (-0.03)	-	0.0876339* (1.79)
INV	0.4554322*** (3.93)	-	-
DCP	-1.130618*** (-6.27)	-1.111395*** (-2.44)	-
POP	1.47266 (1.60)	-	-0.0706495*** (-4.95)
INFRA	-0.0513333 (-0.34)	-	0.0096329*** (3.07)
EDR	-	-13.83679*** (-4.54)	0.0635753* (1.91)
INF	-0.1739107 (-0.97)	-	0.0009125 (0.22)
RMSE	0.6567305	1.767463	0.0223978
χ^2	59.31	53.32	100.78
R ²	0.7645	0.7694	0.8347
P-value	0.000	0.000	0.000

Source : Estimation de l'auteur sous STATA 15

Note : Entre parenthèse sont inscrites les valeurs des « t » de student et (***), (**) et (*) désignent respectivement les variables significatives à 1%, 5% et 10%.

Par ailleurs, les résultats indiquent que toutes les autres variables spécifiques sont significatives. En effet, le coefficient du PIB initial, est positif et significatif donc contraire aux hypothèses de convergence³. Il en est de même pour l'investissement domestique qui présente un coefficient positif significatif. Par contre, les dépenses publiques ont un effet significatif mais négatif sur la croissance économique. Nubukpo (2007) a trouvé un résultat similaire et l'explique par le fait qu'au niveau de certains pays de l'UEMOA, les intérêts payés sur la dette publique sont relativement élevés, ce qui grève une partie du montant répertorié au titre des dépenses publiques totales susceptibles d'influer sur la croissance. Par ailleurs, comme Addison et Cornia (2001), nous testons l'existence d'une relation en « U » inversé allant des inégalités vers la croissance en introduisant dans l'équation de la croissance, l'indice de GINI et son carré (GINI²). Ces dernières affichent des coefficients

³ Nous avons également testé l'hypothèse d'une convergence conditionnelle, vue que le coefficient du PIB initial est positif et significatif, en introduisant le carré du PIB initial. Mais le résultat (LPIB² = 0.14^{***}) confirme la non convergence des pays de l'Union.

respectifs de 6,79 et -0,08 attestant ainsi que la croissance est une fonction concave des inégalités. En d'autres termes, de très faibles ou de très fortes inégalités sont défavorables à la croissance dans la zone UEMOA. En ce qui concerne les IDE, notre variable d'intérêt, les résultats montrent qu'ils sont négatifs mais n'ont aucun effet sur la croissance économique de l'UEMOA. Ce résultat, conforme à celui de Meschi (2006), peut être attribué à la forte concentration des IDE dans le secteur primaire de l'Union et particulièrement le secteur des hydrocarbures peu porteur d'effets de report technologique, organisationnel et informationnel et à la vulnérabilité des taux de croissance aux facteurs externes dans la plupart des pays de l'Union.

En somme, les estimations de la première équation conduisent à plusieurs résultats intéressants. Toutefois, de manière centrale, nous retenons ici que l'augmentation des IDE n'ont aucun effet significatif sur la croissance économique de l'Union. Il convient de comprendre maintenant les déterminants des inégalités et de leurs relations avec la croissance et les IDE.

Equation des inégalités

Les résultats de la deuxième équation appellent à des commentaires assez différents de la première spécification. En considérant le coefficient des IDE, on remarque qu'il est négatif et significatif au seuil de 1%. Ce résultat, conforme à celui de Tsai (1995) et à la thèse de la « modernisation », signifie qu'au sein de l'UEMOA, une augmentation des IDE de 1 point entraîne une baisse de 0,19 point les inégalités de revenus. Par ailleurs, on remarque que le coefficient estimé de la croissance du PIB par habitant est positif, ce qui signifie que toute hausse de la croissance économique aggraverait les inégalités de revenus dans la mesure où cela pourrait plus profiter aux riches qu'aux pauvres. Mais ce résultat, conforme à celui de Mogota (2009), n'est pas significatif et amène à conclure que la croissance du PIB par habitant au sein de l'Union n'est pas un moteur de réduction des inégalités. En ce qui concerne les hypothèses de linéarité et de non-linéarité, les résultats de notre estimation confirment l'hypothèse de Kuznets. En effet, ces résultats montrent que le coefficient du logarithme du PIB par habitant est positif et significatif (3,61) alors que le signe du coefficient de son carré est négatif et significatif (-0,08). De ce fait, la relation entre le revenu moyen et les inégalités prend la forme d'une courbe en « U » inversé. Bornschier (1983), Lahimer (2009) et Tsai (1995) sont parvenus à la même conclusion dans le cadre de leurs travaux respectifs. Concernant les actions publiques au sein de l'UEMOA, on constate qu'elles sont toutes fructueuses. En effet, les coefficients de la variable « Etat de droit » et des dépenses publiques ont des signes négatifs et fortement significatifs.

De façon globale, l'étude de l'équation des inégalités aura montré un fort déterminisme des variables spécifiques au regard aussi bien de l'ampleur des effets que de la significativité des coefficients estimés. Mais il convient de comprendre maintenant les déterminants de la pauvreté et de leurs relations avec la croissance les inégalités et les IDE.

Equation de la pauvreté

Cette partie, qui constitue l'objectif principal de notre travail, permet d'observer l'effet de différentes variables sur la pauvreté dans l'UEMOA, et tout particulièrement, l'apport direct et indirect des IDE à travers la croissance du PIB par habitant et des inégalités de revenus. Avant toute interprétation de ces deux dernières variables, il convient nécessairement de prendre en compte l'endogénéité et donc de considérer les résultats de l'équation 1 et 2 s'y rapportant, notamment en ce qui concerne les IDE. En effet, les estimations de l'équation 2 indiquent que les IDE réduisent significativement les inégalités de revenus. Ce constat pris comme contexte de l'équation 3, révèle en réalité que cette baisse des inégalités par les IDE n'a aucun effet sur la réduction de la pauvreté dans l'UEMOA. Ce résultat peut se comprendre par le fait que l'amélioration de la répartition des revenus par les IDE contribue plus à la satisfaction de besoins primaires que de besoins liés à la qualité de vie telle l'instruction et/ou à la longévité qui sont les autres composantes de l'IDH. En effet, l'accès aux services de santé de qualité, les capacités d'accès à l'éducation, la qualité de l'ensemble du système éducatif restent encore faibles au sein de l'Union⁴. Quant à la non significativité de la croissance du PIB par habitant dans l'équation 3, cela peut se comprendre en suivant la même démarche que précédemment, c'est-à-dire en considérant les résultats de l'équation 1. En effet, dans cette équation, les IDE n'ont aucun impact sur la croissance du PIB par habitant. Ceci pourrait expliquer également la non significativité de cette dernière sur la réduction de la pauvreté dans l'UEMOA. Cela paraît plausible dans la mesure où la littérature économique s'appuie sur l'existence d'une

⁴Par exemple, sur la période 1995-2015, le taux brut de scolarisation n'a progressé que de 36,5% en moyenne à l'échelle de l'Union et celle de 1990-2015, le taux d'accouchements médicalement assistés a seulement progressé que de 16% au niveau de l'UEMOA (*World Development Indicators 2017 et BAD 2017*)

causalité entre les IDE et la croissance pour déduire la nature de leurs effets sur la pauvreté. Toutefois, en ce qui concerne l'effet direct des IDE, les résultats indiquent que leur coefficient est positif et significatif au seuil de 5%. Ainsi, une augmentation de 1 point de l'IDE entraîne une amélioration du bien-être de 0,001 point. Ce résultat corrobore ceux de Sharma et Garni (2004) et de Gohou et Soumaré (2012). Par ailleurs, les coefficients du taux de croissance démographique, de l'ouverture commerciale, des infrastructures et de l'Etat de droit sont significatifs. Ainsi, la libéralisation économique, la facilitation d'accès à l'outil internet et l'amélioration de l'Etat de droit participent au bien-être de populations de l'Union. Par contre le taux de croissance démographique, aggraverait la pauvreté dans les pays de l'Union. Cela pourrait s'expliquer par les difficultés à absorber et à employer de manière productive la population croissante des jeunes. Quant au résultat de l'inflation, dont le coefficient est non significatif, il rejoint celui de l'équation de la croissance et confirme le non déterminisme de cette variable dans le modèle.

En somme, les résultats de l'équation 3 nous indiquent de manière centrale que les IDE ne contribuent que directement à la réduction de la pauvreté et non pas à travers les canaux de la croissance économique et des inégalités de revenus dans l'UEMOA.

IV. Conclusion

L'objectif de cette étude était d'analyser l'effet des IDE sur la réduction de la pauvreté dans les pays de l'UEMOA. Nos estimations ont abouti à plusieurs résultats importants qui peuvent se résumer comme suit :

- Les IDE n'ont aucun effet direct sur la croissance économique et aucun effet indirect, à travers la croissance, sur la réduction de la pauvreté ;
- Les IDE réduisent directement les inégalités de revenus mais leurs effets indirects, à travers les inégalités, sur la réduction de la pauvreté sont non significatifs ;
- L'effet des inégalités sur la croissance et celui de la croissance sur les inégalités prennent la forme d'une courbe en « U » inversé.
- Enfin, les IDE contribuent à réduire directement la pauvreté dans l'UEMOA.

Par conséquent, afin de permettre à l'IDE de mieux participer au bien-être des populations de l'UEMOA, nous proposons les recommandations suivantes aux pouvoirs publics. Premièrement il faudra mettre en place des mesures incitatives pour encourager les IDE dans les secteurs à forte intensité de main-d'œuvre qui profitent plus aux pauvres, à l'image de l'agriculture, de la chasse, de la foresterie, de la pêche, de la santé... Deuxièmement, il conviendra non seulement d'améliorer le niveau et la qualité des infrastructures mais aussi faciliter la transformation des ressources naturelles sur place afin d'augmenter leur valeur ajoutée avant leur exportation. Cela, afin d'attirer les IDE dans le secteur manufacturier générateur d'emplois, développeur de compétences locales, stimulateur du progrès technologique et donc capable de booster la croissance économique. Enfin, il faut renforcer la qualité des institutions afin de permettre une meilleure redistribution de la richesse et donc de réduire la pauvreté.

Références Bibliographiques

- [1]. **Addison T. et Cornia G. A. (2001)**, « Income Distribution Policies for Faster Poverty Reduction », World Institute for Development Economic Research, Research Paper: n° 2001/93.
- [2]. **Alaya M. (2004)**, « L'IDE contribue-t-il réellement à la croissance des pays du Sud et de l'Est de la Méditerranée ? », C.E.D, Université Montesquieu-Bordeaux
- [3]. **Anand S. et Sen A. (2000)**, « Human Development and Economic Sustainability, World Development », 28 (12), 2029-2049.
- [4]. **Barro R. J. (2001)**, « Human Capital and Growth. », American Economic Review 91(2):12-17.
- [5]. **Borensztein E., De Gregorio J. et Lee J.W. (1998)**, « How does foreign direct investment affect economic growth? Journal of International Economics, n°45.
- [6]. **Blomström M. et Wang J. (1992)**, « Foreign direct investment and technology transfer : A simple model », European Economic Review, n° 36 (1).
- [7]. **Bornschiefer V. (1983)**, « World economy, level development and income distribution : an integration of different approaches to the explanation of income inequality », World Development, Vol. 11, pp. 11-20.
- [8]. **Bourbonnais R. (2009)**, Econométrie, Manuel et exercices corrigés, Dunod 7^{ème} Edition.
- [9]. **Bussmann M., De Soysa I. et Oneal J. R. (2005)**, « The Effect of Globalization on National Income Inequality », In: Comparative Sociology. 4(3), pp. 285-312.
- [10]. **Calvo C. C. et Hernandez M. A. (2006)**, « Foreign direct investment and poverty in Latin America », Leverhulme Centre for Research on Globalisation and Economic Policy, University of Nottingham.
- [11]. **Chintrakarn P., Herzer D. et Nunnenkamp P. (2012)**, « FDI and Income Inequality : Evidence from a Panel of U.S. States », Economic Inquiry, 50, 788-801.
- [12]. **Choi C. (2006)**, « Does Foreign Direct Investment affect Domestic Income Inequality? », Applied Economics Letters, 13, 811-814.
- [13]. **Coulibaly S. S. (2015)**, « L'intégration financière internationale et la croissance économique dans les pays de l'uemoa : le rôle de la volatilité des flux de capitaux », BCEAO, Revue Economique et Monétaire N° 17 - juin 2015.
- [14]. **De Gregorio J. (1992)**, « Economic growth in Latin America », Journal of Development Economics 39, 58-84.
- [15]. **De Mello Jr L. R. (1999)**, « Foreign direct investment-led growth : Evidence from time series and panel data », Oxford Economic Papers, n°51, issue 1, pp. 133-151.
- [16]. **Deininger K. et Squire L. (1998)**, « New ways of looking at old issues : inequality and growth », Journal of Development Economics, 57 (1998) : 259-287, the World Bank.

- [17]. **Demir F. et Duan Y. (2018)**, « Bilateral FDI flows, productivity growth and convergence: the north vs the south ». *World Development* 101 : 235–249.
- [18]. **Forbes K.-J. (2000)**, « A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth », *American Economic Review*, 90 (4): 869-887.
- [19]. **Gohou G. et Soumaré I. (2012)**, « Does foreign direct investment reduce poverty in Africa and are there regional differences? » *World Development* Vol. 40, N°1, pp. 75–95, 2012.
- [20]. **Gorg H. et Greenaway D. (2004)**, « Much ado about nothing? Do domestic firms really benefit from foreign direct investment? » *The World Bank Research Observer*, n°. 19(2).
- [21]. **Greene W. H. (2003)**, *Econometric Analysis*, 5th ed. Upper Saddle River: Prentice Hall.
- [22]. **Jensen N. M. et Rosas G. (2007)**, « Foreign Direct Investment and Income Inequality in Mexico, 1990–2000 », *International Organization*, 61, 467–487.
- [23]. **Klein M. Aaron C. et Hadjimichael B. (2001)**, « Foreign Direct Investment and Poverty reduction » *World bank Working Paper*, June 2001.
- [24]. **Lahimer N. (2009)**, « Les IDE et le triangle Croissance-Inégalités-Pauvreté : Application aux pays d'Afrique Subsaharienne », Université Paris-Dauphine ; LEDa.
- [25]. **Liu X., Wang C. et Wei Y. (2009)**, « Do local manufacturing firms benefit from transactional linkages with multinational enterprises in China? » *Journal International Business Studies*, n° 40 (7).
- [26]. **Lundberg, M. et Squire L. (2003)**, « The Simultaneous evolution of growth and inequality », *The Economic Journal* 113 (487) : 326-344.
- [27]. **Meschi E. (2006)** « FDI and Growth in MENA countries: an empirical analysis », *The Fifth International Conference of the Middle East Economic Association*, Sousse 10-12 March, 2006.
- [28]. **Meyer K. E. (2004)**, « Perspectives on Multinational enterprises in emerging economies », *Journal of International Business Studies*, n° 35(4).
- [29]. **Mogota T. A. (2009)**, « croissance et inégalités en Afrique Subsaharienne : le rôle de la gouvernance des Etats », *Revue CEDRES-Etudes*, n°53.
- [30]. **Nguyen T. P. H. (2003)**, « contribution of foreign direct investment to poverty reduction : the case of Vietnam 1990s ».
- [31]. **Nubukpo K. (2007)**, « Dépenses publiques et croissance des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA) », *De Boeck Supérieur « Afrique contemporaine »* 2007/2 n° 222 | pages 223 à 250.
- [32]. **Ogunniyi M. B. et Igberi C.O. (2014)**, « The impact of foreign direct investment on poverty reduction in Nigeria », *Journal of Economics and Sustainable Development*, n° 5(14).
- [33]. **Pandey C., Herzer D. et Nunnenkamp P. (2010)**, « FDI and Income Inequality: Evidence from a Panel of US States », *Working Paper*, Kiel institute for the world economy.
- [34]. **Reiter S. L. et Steensma H. K. (2010)**, « Human development and foreign direct investment in developing countries : the influence of foreign direct investment policy and corruption », *World Development*, n° 38 (12).
- [35]. **Remla K. (2012)**, *The Impact of Foreign Direct Investment on Poverty Reduction in Ethiopia: Cointegrated VAR Approach*, A Thesis for the Degree of Master of Science in Economics (International Economics), Addis Ababa University School of Graduate Studies.
- [36]. **Seyoum B. (2009)**, « Formal Institutions and Foreign Direct Investment », *Thunderbird International Business Review*, Vol. 51, N° 2, March/April 2009.
- [37]. **Sharma B. et Gani A. (2004)**, « The Effects of Foreign Direct Investment on Human Development. » *Global Economy Journal*, 4 (2), article 9.
- [38]. **Soumaré I. (2015)**, « L'investissement direct étranger améliore-t-il le bien-être des populations dans les pays d'Afrique du Nord ? ». BAD, document de travail. Série sur les notes de politiques en Afrique du Nord 2015.
- [39]. **Sumner A. (2005)**, « Is foreign direct investment good for the poor? A review and stocktake », *Development in Practice* n°15 (3/4).
- [40]. **Tsai P.-L. (1995)**, « Foreign Direct Investment and Income Inequality: Further Evidence », *World Development*, 23, 469–483.
- [41]. **Ucal M., Bilgin M. et Haug A. (2014)**, « Income Inequality and FDI : Evidence with Turkish Data ». *University of Otago Economic Discussion Papers*.
- [42]. **Umoh O. J., Jacob A. O. et Chuku C. A. (2012)**, « Foreign Direct Investment and Economic Growth in Nigeria: An Analysis of the Endogenous Effects », *Current Research Journal of Economic Theory*, Vol. 4, N°3, pp. 53–66.

Matrice des corrélations des variables du modèle

	TCRH	LPIB	GINI	IDE	OUV	INF	CRED	POP	INV	DCP	EDR	URB	INFRA
TCRH	1												
LPIB	0.140	1											
GINI	0.076	-0.089	1										
IDE	0.128	0.237*	-0.363	1									
OUV	-0.075	-0.065	0.434*	-	1								
INF	0.045	-0.094	0.245	0.162*	-0.075	0.050	1						
CRED	0.008	0.254*	0.228	0.222*	0.456*	-	0.198*	1					
POP	-0.003	-	-	0.091	-	0.046	-	1					
INV	0.266*	0.263*	0.425*	0.401*	0.331*	-0.086	-0.095	0.174*	0.246*	1			
DCP	-0.141	0.163*	-0.063	0.071	-	-	0.232*	0.225*	0.099	1			
EDR	0.222*	-0.136	-0.364	-	0.298*	0.160*	0.034	0.392*	0.474*	0.200*	1		
URB	0.133	0.629*	0.323	0.325*	-0.063	0.227*	-0.057	0.508*	-	-0.082	-0.085	-	1
INFRA	0.2764*	0.470*	0.212	0.212*	0.183*	-	0.574*	0.629*	-0.158	0.181*	0.172*	0.184	0.418* 1
						0.265*							

Source : Estimation de l'auteur sous STATA 15

Résultats de l'estimation par les Triples Moindres Carrés

Three-stage least-squares regression

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
tcrh	15	10	.7921751	0.7645	59.31	0.0000
gini	15	6	1.768133	0.7694	53.32	0.0000
pauv	15	8	.0227247	0.8347	100.78	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
tcrh					
gini	6.791261	1.907647	3.56	0.000	3.052342 10.53018
gini2	-.0789072	.0235852	-3.35	0.001	-.1251334 -.032681
ide	-.022036	.0230761	-0.95	0.340	-.0672644 .0231924
lpib0	2.538636	.7376783	3.44	0.001	1.092813 3.984459
ouv	-.0574949	1.965879	-0.03	0.977	-3.910547 3.795558
inf	-.1739107	.1784235	-0.97	0.330	-.5236144 .175793
inv	.4554322	.1157974	3.93	0.000	.2284734 .6823909
infra	-.0513333	.1501246	-0.34	0.732	-.3455721 .2429054
pop	1.47266	.921911	1.60	0.110	-.3342529 3.279572
dcp	-1.130618	.1802483	-6.27	0.000	-1.483898 -.7773377
_cons	-197.022	41.55656	-4.74	0.000	-278.4714 -115.5727
gini					
tcrh	.500853	.3697909	1.35	0.176	-.2239238 1.22563
ide	-.1872586	.0329072	-5.69	0.000	-.2517556 -.1227616
lpib	361.1139	137.9577	2.62	0.009	90.72173 631.506
lpib2	-7.920031	3.017702	-2.62	0.009	-13.83462 -2.005443
edr	-13.83679	3.048668	-4.54	0.000	-19.81207 -7.861507
dcp	-1.111395	.4547176	-2.44	0.015	-2.002625 -.2201645
_cons	-4063.224	1572.479	-2.58	0.010	-7145.227 -981.2205

<i>pauv</i>							
<i>tcrh</i>	.0018146	.0052822	0.34	0.731	-.0085383	.0121675	
<i>gini</i>	.0045994	.0037194	1.24	0.216	-.0026905	.0118893	
<i>ide</i>	.0012968	.000601	2.16	0.031	.0001189	.0024746	
<i>pop</i>	-.0706495	.0142612	-4.95	0.000	-.098601	-.042698	
<i>infra</i>	.0096329	.0031407	3.07	0.002	.0034773	.0157886	
<i>edr</i>	.0635753	.0332215	1.91	0.056	-.0015377	.1286883	
<i>inf</i>	.0009125	.0041172	0.22	0.825	-.0071571	.0089821	
<i>ouv</i>	.0876339	.048967	1.79	0.074	-.0083397	.1836075	
<i>_cons</i>	.4100151	.1419602	2.89	0.004	.1317781	.6882521	

Endogenous variables: *tcrh gini pauv*

Exogenous variables: *gini2 ide lpib0 ouv inf inv infra pop dcp lpib lpib2 edr*

Kouame Mathieu Vincent" L'impact Des Investissements Directs Etrangers Sur La Réduction De La Pauvreté Dans L'UEMOA"IOSR Journal of Economics and Finance (IOSR-JEF), vol. 10, no. 4, 2019, pp. 74-85.