



Effets Des Investissements Directs Etrangers Sur La Réduction De La Pauvreté Conditionnés Par La Qualité Des Institutions Dans Les Pays De L'uemoa

KOUAME Mathieu Vincent

Enseignant-Chercheur / Unité de Formation et de Recherche des Sciences Economiques et de Gestion (UFR SEG) / Université Jean Lorougnon Guédé (UJLoG), Côte d'Ivoire

Résumé : L'objectif de ce travail est d'analyser la relation entre les investissements directs étrangers (IDE) et la réduction de la pauvreté en fonction de la qualité des institutions dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Ainsi, à l'aide d'un modèle à effet de seuil de type PTR (Panel Threshold Regression), portant sur la période 1996-2017, et après avoir construit un indice composite de qualité des institutions par la méthode ACP, nous avons estimé la relation trilatérale entre la pauvreté, les IDE et la qualité des institutions (et avec chacune des dimensions de la qualité des institutions). Les résultats obtenus montrent tout d'abord que la relation entre les IDE, conditionné à la qualité des institutions, et la pauvreté au niveau des pays de l'UEMOA est non-linéaire, et qu'il existe un seuil unique. Ensuite, ces résultats indiquent que la qualité des institutions (indicateur synthétique et chacune des dimensions prises à part) n'a aucun effet significatif direct sur la réduction de la pauvreté. Enfin, nous avons trouvé qu'en dessous des seuils de -0,650, -0,840 et -0,998, respectivement de l'indicateur synthétique, du contrôle de la corruption et de l'efficacité du gouvernement, les IDE n'ont aucun effet sur la réduction de la pauvreté. Toutefois, au-dessus de ces seuils de qualité des institutions, les IDE influent positivement et significativement la réduction de la pauvreté dans les pays de l'UEMOA.

Mots-clés : Investissements directs étrangers, qualité des institutions, pauvreté, Panel Threshold Regression.

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.7777943>

Published in: Volume 2 Issue 2



This work is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

1. Introduction

La prise de conscience de l'importance du rôle des IDE en tant que moteur du développement économique par les pays en voie de développement (PVD) ne s'est opérée qu'à partir des années 1980. Cette situation va amener ces pays à se livrer une concurrence acharnée pour créer les cadres d'investissement les plus attractifs aux IDE. Dans cette optique, en mettant en avant leurs avantages concurrentiels, ces pays ont misé sur leur main-d'œuvre bon marché et des avantages fiscaux. Cette stratégie a modifié, par la suite, la distribution mondiale des flux entrants d'IDE en faveur des PVD, notamment pour les pays asiatiques. Par contre, cela n'a pas été le cas pour les pays africains qui ont plutôt vu, pendant la même période, leur part mondiale d'IDE baisser progressivement¹. En effet, la proportion mondiale des IDE entrants en Asie qui

¹ Calculs effectués à partir des données de la CNUCED (2017).

était de 6,4% en 1970 est passé à 9,9% en 1985 puis à 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 puis à 2,9% en 2017. La même tendance à la baisse a été observée au sein de l’UEMOA qui, elle, affichait 0,35%, 0,04% et 0,18% respectivement en 1970, 1985 et 2017. Par ailleurs, au niveau mondial, ces pays présentent les scores les plus faibles en matière de qualité des institutions². En effet, ce constat est le même au sein de l’UEMOA qui est une région complexe, tant sur le plan politique que culturel, du fait du nombre important de religions, de dialectes, de conflits³... Or, le risque et l’instabilité politique d’un pays sont les premières explications de la faiblesse des IDE (Chan et Gemayel, 2003). Ainsi compte tenu de la rareté des études sur la relation entre la pauvreté et les IDE, et surtout de la non prise en compte des facteurs institutionnels, notre travail de recherche se propose de couvrir ce domaine. Dans cette optique, cette étude a pour objectif l’analyse de l’effet des IDE sur la réduction de la pauvreté conditionnellement à la qualité des institutions des pays de la zone UEMOA.

A cet égard, la suite de ce travail sera consacrée à une revue de la littérature sur la relation entre les institutions, les IDE et la pauvreté ; et ensuite à l’étude empirique de l’effet des IDE sur la réduction de la pauvreté, en fonction de la qualité des institutions de l’UEMOA à l’aide d’un modèle économétrique de type PTR.

2. Revue de la littérature

L’avantage concurrentiel d’un lieu donné a toujours été considéré en termes de conditions macroéconomiques⁴. Ainsi, les variations dans les structures institutionnelles d’un pays à l’autre ont été simplement ignorées ou traitées uniquement comme des facteurs secondaires et sans importance pour l’analyse des déterminants des IDE. Désormais, les institutions jouent un rôle de plus en plus important dans l’explication des stratégies de localisation des firmes multinationales. L’effet des IDE sur la réduction de la pauvreté est intimement lié aux facteurs institutionnels. D’ailleurs, la nouvelle économie institutionnelle⁵ insiste sur le rôle de la gouvernance et du climat d’investissement à la fois dans l’amélioration de l’attractivité des pays et dans les processus de réduction de la pauvreté.

Cependant, les études portant sur la relation institutions, IDE et la pauvreté sont quasi inexistantes dans la littérature économique. De ce fait, il convient, d’abord, d’analyser le rôle des institutions dans l’attractivité des IDE et ensuite, d’examiner la manière dont les institutions favorisent la réduction de la pauvreté ; et enfin aborder la relation entre ces trois variables.

² Les indicateurs de la qualité des institutions mesurés par Worldwide Governance Indicators (WGI, 2017), sont exprimés sur une échelle de [-2,5 ; +2,5] où - 2,5 signifie très mauvaise gouvernance et + 2,5 très bonne gouvernance. Or, les scores affichés par les PVD en général, et en particulier par l’Union, sont tous globalement négatifs.

³ En Côte d’Ivoire, les élections de 2010 ont accentué les tensions sociales qui ont causé des affrontements ayant fait des milliers de morts et des blessés graves. De même, au Niger, depuis 2009, le groupe terroriste Boko Haram perpétue des enlèvements, des attaques et des raids. Par ailleurs il y a également la guerre du Mali depuis 2012, orchestrée par les rebelles Touaregs du MNLA (indépendantistes), d’Ansar Dine (Salafiste) et les Djihadistes d’AQMI et du MUJAO.

⁴ Des facteurs tels que les matières premières, la taille et la croissance du marché, la disponibilité et les coûts de la main-d’œuvre, l’inflation, la dette extérieure et la balance des paiements ont toujours été considérés comme les principaux indicateurs du niveau de rentabilité des investissements internationaux et des projets commerciaux.

⁵ Hotho et Pedersen (2012) ont identifié trois approches institutionnelles dominantes : la nouvelle économie institutionnelle, le nouvel institutionnalisme organisationnel et l’institutionnalisme comparé. L’institutionnalisme organisationnel se concentre principalement sur l’étude des formes organisationnelles et des pratiques organisationnelles (Powell et DiMaggio, 1991), mais la nouvelle économie institutionnelle (North, 1990) étudie les implications du fonctionnement ou de l’efficacité des institutions du pays d’origine et d’accueil. L’institutionnalisme comparatif met en lumière les implications des différences de structure et d’organisation des économies pour les entreprises multinationales (Hotho et Pedersen, 2012).

2.1 Institutions et IDE

L'approche institutionnelle des IDE considère l'environnement institutionnel comme un avantage de localisation et devrait donc constituer un facteur déterminant dans l'explication des flux d'IDE. Cet environnement institutionnel comprend : (i) des institutions politiques telles que le type de régime, la structure nationale de la décision politique et le système judiciaire ; (ii) les institutions économiques telles que la structure des facteurs du marché national et les conditions d'accès aux facteurs de production au niveau international ; et (iii) des facteurs socioculturels tels que les normes informelles, les coutumes, les habitudes et la religion (Mudambi et Navarra, 2002). Dans cette conception, l'environnement institutionnel est un avantage concurrentiel du pays bénéficiaire des IDE. Grâce à cette approche, les multinationales suivent une stratégie de pénétration du marché via les IDE non seulement pour explorer les ressources existantes dans les pays bénéficiaires, mais aussi pour accroître leurs propres compétences en interagissant avec plusieurs sites. Selon Mudambi et Navarra (2002), les études de l'approche institutionnelle sont orientées d'une part pour examiner les types d'institutions qui influencent le commerce international et, d'autre part, pour étudier les mécanismes par lesquels ces effets peuvent fonctionner. Ainsi, ces études contribuent à la littérature sur les déterminants d'IDE dans les économies en développement et reconsidèrent le rôle des institutions comme déterminant des IDE et du développement dans le monde.

Au niveau empirique, plusieurs études (Asiedu, 2003 ; Busse, 2005 ; Anyanwu et Yameogo, 2015 et Rodríguez-Pose et Cols, 2017 ; Bouchoucha, 2022), portant notamment sur les pays africains, révèlent que l'efficacité gouvernementale, la stabilité politique et économique, l'absence de la bureaucratie, les droits démocratiques fondamentaux, le respect de la loi et du maintien de l'ordre et le faible degré de corruption encouragent l'attrait des IDE. Par contre d'autres études n'établissent aucun lien entre les institutions et les IDE (Acemoglu et Johnson, 2005 ; Ali et al. 2010 et Okafor G., 2015).

Il convient d'analyser maintenant la relation entre les institutions et la pauvreté.

2.2 Institutions et pauvreté

D'après la littérature économique, il existe une relation de causalité bidirectionnelle entre institutions et pauvreté. En effet, certaines catégories d'institutions peuvent constituer des causes de maintien dans la pauvreté de certains groupes. A l'inverse, le fait d'être pauvre peut induire l'émergence et la stabilisation de certains types d'institutions - ou leur absence -, qui elles-mêmes perpétuent la pauvreté (Sindzingre, 2006). Dans la même optique, Bowles (2004) a montré que la pauvreté peut limiter la capacité à s'unir, à mettre en œuvre des actions collectives de grande échelle qui permettraient aux pauvres de faire naître des institutions plus égalitaires et de saisir les opportunités, et ainsi de sortir de la pauvreté. En effet, selon Bowles (2004), les pauvres souffrent d'un déficit en informations, d'asymétries informationnelles plus importantes que les autres individus. La pauvreté engendre ainsi des types d'institutions qui créent et perpétuent les trappes à pauvreté. Ces dynamiques institutionnelles qui se renforcent elles-mêmes peuvent être d'autant plus pesantes que les pauvres ne constituent pas un groupe ou une catégorie sociologique homogène, qui partagerait des caractéristiques politiques ou sociales identiques. Rosenstein-Rodan (1943) a montré depuis longtemps que ces défaillances de coordination conduisaient à des équilibres multiples et à des trappes à pauvreté via des processus de causalité cumulative et de verrouillage des comportements individuels. La multiplicité d'équilibres et la dépendance aux trajectoires passées peuvent découler d'événements et de normes à première vue mineurs. Bowles (2004) a ainsi élaboré le concept de « trappe à pauvreté institutionnelle », définie comme un ensemble d'institutions qui « mettent en œuvre des divisions très inégales du produit social » ainsi qu'une pauvreté

généralisée, et qui « persistent sur de longues périodes de temps malgré leur absence d'efficacité comparativement à des institutions égalitaristes ». Par ailleurs, le fait d'être pauvre peut déterminer l'accès effectif aux institutions : politiques, financières, éducatives, sanitaires, etc. De nombreuses études d'économie rurale ont ainsi montré que dans les pays en développement, les plus riches qui ont un meilleur accès aux marchés et aux institutions, en particulier aux institutions financières et aux marchés du crédit, peuvent prendre plus de risques et acquérir des actifs aux rendements plus élevés. L'accès plus limité des plus pauvres aux mêmes institutions les contraint à prendre moins de risques, à disposer seulement d'actifs à faibles rendements et à devoir les vendre en cas de chocs. En effet, comme ils sont pauvres, leur épargne est limitée et ils ne peuvent pas lisser leur consommation (Zimmerman et Carter, 2003). A l'opposé, selon Platteau (1997), dans les économies rurales, la pauvreté peut aussi perpétuer des institutions inefficaces : les normes villageoises traditionnelles de redistribution aux fonctions de partage du risque et d'assurance et à l'efficacité éprouvée dans certains contextes, cessent de l'être en cas de chocs collectifs, ou bien lorsque la pauvreté de l'ensemble des membres de la communauté tombe en dessous d'un seuil qui empêche toute capacité d'épargne. Toutefois, selon le rapport de la Banque mondiale « *Un meilleur climat de l'investissement pour tous* », les institutions jouent un rôle important dans la lutte contre la pauvreté. Ce rôle se définit à travers deux relations : d'une part les institutions et la croissance et d'autre part les institutions et les inégalités. Les analyses théoriques ont mis en lumière que la croissance économique dépend fortement de la mise en place d'institutions qui fournissent des stimulants encourageant la productivité des facteurs capital et travail (Boutaleb et Saidani, 2013). En effet, la Nouvelle Économie institutionnelle consiste en un développement des outils néoclassiques pour l'analyse du rôle des institutions dans la coordination et la réalisation des activités économiques (North, 1994 ; Williamson, 2000). De plus, elle montre que des institutions efficaces peuvent faire la différence dans le succès des réformes du marché, et prouve que la qualité des institutions constitue l'un des facteurs déterminants de la croissance économique de long terme. Cependant, la relation entre la qualité des institutions et la croissance économique suscite des débats macroéconomiques qui mettent en opposition plusieurs travaux théoriques. En effet, certaines institutions contribuent à la croissance économique, celles notamment qui sont « créatrices de marché » (Rodrik et Subramanian, 2003) puisqu'en leur absence, les marchés n'existent pas ou fonctionnent très mal. Elles favorisent alors le développement économique de long terme en stimulant l'investissement et l'esprit d'entreprise. Un cadre réglementaire et un système judiciaire favorisent le respect des droits de propriété et offrent un avantage aux inventeurs, par exemple à travers le brevet, garantissent aux entrepreneurs efficaces la conservation de leur profit et les incitent à innover. Cependant, cette protection est également susceptible de freiner la diffusion des innovations. A l'opposé, certains environnements institutionnels sont défavorables à la croissance économique. Dans les pays en guerre, instables politiquement, ou encore fortement gangrénés par la corruption, le cadre institutionnel devient un frein au développement économique. C'est le cas aussi de pays où l'activité économique est monopolisée par une minorité au pouvoir. Celle-ci détourne les richesses à son profit et empêche l'existence d'un marché concurrentiel.

D'un point de vue empirique, de nombreuses études révèlent que les bonnes institutions ont une corrélation positive avec la croissance économique. L'une des premières contributions des facteurs institutionnels à la croissance a été abordée par Kormendi et Meguire (1985). Ces derniers, en utilisant des données allant de 1950 à 1977 issues de 47 pays, ont analysé la relation transversale entre le taux de croissance moyen du PIB réel et certaines variables macroéconomiques dont l'indice de liberté civile. Les auteurs ont trouvé que l'indice de liberté civile influençait faiblement mais de façon positive la croissance économique. Quant à Helliwell (1994), il a examiné la relation entre la démocratie et la croissance dans un échantillon de plusieurs pays. Ses résultats ont révélé que la démocratie exerce des effets positifs sur la

croissance et vice versa. De même, Vidmantas et Šeputienė (2009) et Hussain et Haque (2016) montrent, à l'aide d'un modèle de panel, que l'indice de liberté économique a un effet positif sur la croissance économique. De leurs côtés, Niyongabo (2004), Polterovich et Vladimir (2007) et Godwin et Effiong (2012) ont étudié l'effet de la qualité des institutions sur la croissance économique sur un échantillon de plusieurs pays. Les résultats ont montré que, l'Etat de droit, la voix et la responsabilité, la qualité de la réglementation, l'absence de violence politique et d'instabilité et l'efficacité du gouvernement sont associés à des taux de croissance élevés. De même, après avoir construit des indices composites de gouvernance, Knack et Keefer (1995) sont arrivés à la conclusion que ceux-ci sont positivement corrélés à la croissance.

Toutefois, certaines études ont révélé que l'environnement institutionnel pouvait être nocif à la croissance économique. Grier et Tullock (1989) ont étudié, à l'aide de données transversales et chronologiques, les régularités empiriques de la croissance économique de 113 pays de 1951 à 1980. Ils ont constaté que la répression politique est négativement corrélée à la croissance économique en Afrique, en Amérique centrale et en Amérique du Sud. De même, en considérant l'instabilité et les violences politiques comme variables explicatives de la croissance, Isham et *al.* (1997) développent un modèle économétrique qui montre que l'instabilité et les violences politiques engendrent un faible niveau de croissance. De son côté, en utilisant un modèle de données de panel dynamique, Zouhaier (2012) a constaté que la corruption et l'instabilité politique affectent négativement la croissance économique, mais l'effet de la corruption n'est pas significatif dans la région du MOAN (Moyen-Orient et Afrique du Nord). Récemment, Etsiba et *al.* (2018) sont parvenus à un résultat contraire à celui-ci. En effet, les auteurs, à partir d'un modèle de panel à effet fixe, ont montré que la gouvernance institutionnelle (mesuré par l'Etat de droit) exerce une influence négative sur la croissance économique dans la zone CEMAC.

Par ailleurs, l'effet des institutions sur la pauvreté peut être aussi appréhendé à travers les inégalités de revenus. Selon Jütting et *al.* (2008), l'existence de fortes inégalités dans une société affecte négativement la qualité des institutions en favorisant les élites. En effet, une société ayant de fortes inégalités créera des institutions biaisées en faveur des élites politiques ou économiques (Acemoglu et Johnson, 2005). Par la suite, ces institutions ne feront qu'exacerber le niveau des inégalités et qu'accentuer l'exclusion. Ainsi, inégalités et institutions interagissent de façon à créer un cercle vicieux. Briser, ce cercle serait le devoir d'un changement émanant principalement d'une volonté autonome. Ainsi, Gyimah-Brempong (2001) et Dincer et Gunalp (2005) réalisent des études observant les effets de la corruption sur les inégalités de revenus à partir de données de panel. Les résultats montrent qu'une augmentation de la corruption entraîne une augmentation de l'indice de Gini. De même, Chong et Gradstein (2004) analysent la relation entre le niveau d'inégalité de revenus, mesuré par l'indice de Gini, et la qualité des institutions, mesurée par les indices de l'ICRG, sur un ensemble de pays développés et de pays en développement. Les résultats indiquent que les pays les plus égalitaires en termes de distribution de revenus sont ceux dont la qualité des institutions est la plus élevée. Par ailleurs, en utilisant un échantillon composé d'une centaine de pays en développement et de pays développés et une technique d'instrumentation, Easterly (2002, 2007) examine la relation entre la qualité des institutions, mesurée par les indicateurs de Kaufmann et Kraay, et les inégalités de revenus. Il trouve une relation négative entre la qualité des institutions et le niveau d'inégalité de revenus.

Enfin, après l'analyse des relations entre institutions et IDE et entre institutions et pauvreté, nous abordons la relation entre les trois variables en examinant la façon dont les IDE agissent sur la réduction de la pauvreté conditionnellement à la qualité des institutions.

2.3 Pauvreté, IDE et institutions

Les rares études qui se sont intéressées à ce sujet ont utilisé d'une part, la croissance en lieu et place de la pauvreté et d'autre part, la corruption, les droits de propriété ou la qualité des institutions comme variables institutionnelles. L'une des premières études empiriques a été proposée par Mauro (1995) qui, à l'aide de données de « Business International » sur près de 69 pays, trouve que la corruption nuit à la croissance économique par le biais de ses effets pervers sur l'investissement. Brunetti et *al.* (1998) et Li et *al.* (2000) trouvent qu'au plus, il n'existe pas de relation significative entre la corruption et la croissance économique, en prenant en compte son effet sur l'investissement. De leur côté, Pellegrini et Gerlagh (2004) analysent les effets de la corruption sur la croissance économique et ses canaux de transmissions à l'aide de régressions linéaires. Ils trouvent qu'une augmentation d'un point de l'indice de corruption est associée à une diminution des investissements de 2,46 points entraînant, à son tour, une baisse de la croissance économique de 0,34% par an. Selon eux, les canaux de transmission, dans leur ensemble, expliqueraient 81% de l'effet de la corruption sur la croissance. De plus, leurs résultats suggèrent que l'investissement serait le canal de transmission le plus important avec une contribution de l'ordre de 32% suivi du taux d'ouverture commerciale avec 28%. Anoruo et Braha (2005) trouvent que la corruption freine la croissance économique africaine indirectement à travers l'investissement (baisse de 4,69%). Leurs résultats demeurent robustes même après changement de l'approche économétrique. D'un autre côté, en utilisant la méthode de GMM de panel dynamique sur un échantillon de 17 pays de la région du MOAN durant la période 1996-2011, Saidi et *al.* (2013) ont examiné l'effet de la qualité de gouvernance sur les IDE et la croissance économique des pays du MOAN. Leurs résultats montrent que seuls l'efficacité du gouvernement et le contrôle de la corruption sont corrélées positivement avec la croissance économique et les IDE sont significatifs et positivement liés à la croissance économique. Par ailleurs, Baldé (2014) examine la relation triangulaire entre les flux d'IDE, la gouvernance et la croissance économique dans les 15 pays de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) pendant la période 1996-2011. Il montre que les IDE sont négativement reliés à la croissance économique et que la gouvernance institutionnelle (Etat de droit et contrôle de la corruption) contribue négativement et significativement à l'amélioration de l'attractivité des pays de la CEDEAO. Enfin, il trouve que l'Etat de droit a un effet négatif et significatif sur la croissance économique. De même, Nabil (2017), à l'aide d'un modèle à correction d'erreur examine la relation directe entre la corruption et la croissance économique au Cameroun de 1984 à 2013. Les estimations révèlent une relation négative de long terme entre la corruption et la croissance économique transitant par l'investissement privé, le niveau d'éducation et les dépenses publiques. Récemment, à partir d'un échantillon de 110 pays entre 2006 et 2016, Nounamo (2018) étudie la relation entre la croissance, l'investissement et la corruption. A l'aide de la méthodologie des panels à transition lisse (PSTR), il montre qu'il existe une non linéarité entre la croissance et l'investissement par rapport à la corruption, caractérisée par une transition lisse entre les deux régimes extrêmes. Plus précisément, les résultats obtenus suggèrent que la sensibilité de la croissance par rapport à l'investissement est plus élevée dans les pays caractérisés par un degré de corruption faible. De même, Zouhaier (2019) a examiné l'effet des IDE et de la qualité des institutions sur le bien être dans les pays d'Amérique latine et d'Afrique subsaharienne de 1996 à 2014. Ces résultats indiquent qu'il existe une relation positive entre les IDE et le bien être d'une part et d'autre part entre la qualité des institutions et le bien être.

De façon générale, l'ensemble de ces études montrent qu'une mauvaise qualité des institutions, avec prise en compte ou non de l'investissement, agit négativement sur la croissance économique et s'avère donc néfaste au développement. Cependant, aucune étude, à notre sens, n'a mis en relation la réduction de la pauvreté et l'interaction entre les IDE et la qualité des institutions de façon générale et en particulier dans l'UEMOA.

Dans la section suivante, nous allons procéder à une analyse empirique, à l'aide d'un modèle non-linéaire, de l'effet des IDE sur la réduction de la pauvreté conditionnellement à la qualité des institutions dans les pays de l'UEMOA.

3. Méthodologie

Le choix de l'analyse de l'effet des IDE sur la réduction de la pauvreté, en fonction de la qualité des institutions, nous amène à l'utilisation d'un modèle économétrique adéquat. En effet, en s'appuyant sur la littérature correspondant aux effets positifs et négatifs des flux externes sur les résultats du développement dans les pays en voie de développement (PED) ; il est logique de supposer que les effets de flux externes sur le développement humain peuvent être à la fois positifs et négatifs. Ces tendances négatives et positives traduisent naturellement des masses critiques, des points d'inflexion ou des seuils à partir desquels l'effet change d'un signe à l'autre (Asongu et *al.*, 2019). De ce fait, dans notre cas, il s'agira de déterminer le seuil de la qualité des institutions au-dessus duquel les IDE pourraient contribuer à la réduction de la pauvreté.

3.1 Justification du choix du modèle PTR

Le choix d'un modèle à effet de seuil repose sur les travaux de Asongu et *al.* (2019) qui ont examiné l'incidence de l'amélioration des flux externes sur le développement humain inclusif sur un panel de 48 pays d'Afrique subsaharienne. A l'aide de différentes approches (MCO, tobit, effets fixes, GMM et régression quantile), les auteurs ont montré que l'aide étrangère, les IDE et les transferts de fonds n'ont d'effets positifs sur l'indice de développement humain inclusif qu'au-dessus des seuils respectifs de 60 à 150 (% du PIB), 33,33 (% du PIB) et 25 (% du PIB). Toutefois, dans le cadre de notre travail, l'objectif étant d'analyser l'effet des IDE sur le développement humain conditionné à la qualité des institutions, le modèle du mécanisme de la transition brutale ou modèle PTR (Panel Threshold Regression) proposé par Hansen (1999) constitue un cadre économétrique permettant de prendre en compte cette non-linéarité⁶. Ce modèle a été choisi du fait que le mécanisme de transition s'effectue dans notre application à l'aide d'une variable de transition et de seuils observables.

3.2 Spécification du modèle empirique

Comme définit plus haut, nous appliquons le modèle à seuil modifié sur données de panel dans l'espace UEMOA⁷ afin d'analyser l'effet des IDE conditionné par la qualité des institutions sur la réduction de la pauvreté.

Pour ce faire, nous considérons la spécification empirique suivante :

$$PAUV_{it} = \mu_i + \beta_1 IDE_{it} \mathbb{I}(QI_{it} \leq c) + \beta_2 IDE_{it} \mathbb{I}(QI_{it} > c) + \delta Z_{it} + \epsilon_{it}$$

- $PAUV_{it}$: l'indice de développement humain⁸ et le taux de mortalité infantile⁹ (mesuré par le nombre d'enfants décédés avant d'avoir atteint l'âge d'un an sur 1000 naissances)
- IDE_{it} : le stock d'IDE entrants en pourcentage du PIB ;

⁶ Nous avons estimé le modèle sous l'approche PSTR, mais les résultats obtenus n'ont pas été concluants ce qui nous a amené à l'abandonner au profit du modèle PTR (Voir Fouquau (2008) pour plus de détails sur le modèle PTR proposé par Hansen)

⁷ La Guinée-Bissau et le Burkina Faso ont été écartés de l'échantillon à cause du manque de données au niveau de l'indicateur de la pauvreté (IDH). En outre, le modèle PTR ne peut se réaliser que sur un panel cylindré.

⁸ A l'instar des études sur l'effet des IDE sur la réduction de la pauvreté de Sharma et Gani (2004) en Asie ; Gohou et Soumaré (2012) en Afrique et Soumaré (2015) en Afrique du Nord, nous choisissons l'IDH comme indicateur de la pauvreté dans notre travail.

⁹ Ce deuxième indicateur a déjà été utilisé par Magombeyi et Odhiambo (2018) dans leur étude sur l'impact des IDE dans la réduction de la pauvreté au Botswana, et de Collier et Dollar. (2002) et Gomanee et *al.* (2005b) dans le cas de leurs études sur les effets de l'aide sur la réduction de la pauvreté dans les pays en développement.

- $\mathbb{I}(\cdot)$: la fonction indicatrice ;
- QI_{it} : les différentes variables de la qualité des institutions (le contrôle de la corruption (CC), l'Etat de droit (ED), la stabilité politique et absence de violence (SP), la voix et la responsabilité (VR), la qualité de la réglementation (QR) et l'efficacité du gouvernement (EG)).

Toutefois, utiliser tous ces six indicateurs à la fois dans l'analyse peut causer des problèmes de multicolinéarité car ces variables pourraient être fortement corrélées. Il y a aussi le risque de sur-identification dû au nombre élevé de coefficients à estimer. En revanche, utiliser chacune de ces variables pourrait conduire à un biais d'omission de variables. Une solution pour arbitrer entre ces problèmes est de combiner les variables en un indicateur unique de qualité des institutions avec des poids spécifiques. Afin d'éviter toute subjectivité dans la définition de ces poids, nous recourons à une analyse en composantes principales (ACP). Il s'agit en fait de « laisser parler » les données pour qu'elles déterminent elles-mêmes leurs pondérations respectives (Keho, 2012). Par ailleurs, afin de mieux cibler les efforts dans l'objectif de réduction de la pauvreté dans l'Union, le contrôle de la corruption, l'efficacité du gouvernement et l'Etat de droit seront introduits séparément les uns après les autres dans le modèle¹⁰.

- c : le seuil de transition ;
- Z_{it} : le vecteur des variables économiques (taux d'ouverture, taux d'inflation, taux de croissance démographique, les infrastructures mesurées par le nombre de souscriptions aux téléphones mobiles pour cent habitants, les dépenses publiques et le crédit accordé au secteur privé) ;
- μ_i : les effets spécifiques pays ;
- ϵ_{it} : le terme de l'erreur.

Construction de l'indicateur synthétique (IS)

Pour la construction de l'indice synthétique nous avons recours à l'ACP qui est une méthode qui cherche une solution à l'ensemble de la variance des variables où les composantes sont orthogonales. Elle maximise la variance expliquée c'est-à-dire qu'il s'agit d'expliquer une proportion importante de variance présente dans les données en ayant recours à un nombre limité de dimensions.

D'abord, nous effectuons des études préliminaires sur les six variables de la qualité des institutions. A cet effet, à l'analyse du tableau n°1, nous notons la grande homogénéité des six variables considérées : même ordre de grandeur pour les moyennes, les écarts-types, les minima et les maxima.

Tableau n°1 : Statistiques élémentaires

Variable	Observation	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Contrôle Corruption	132	-0.651	0.291	-1.241	0.176
Stabilité politique	132	-0.397	0.742	-2.264	1.049

¹⁰ L'exclusion des trois autres variables (la stabilité politique et absence de violence, la voix et la responsabilité, la qualité de la réglementation) est due au fait que leurs tests de linéarité n'ont pu être rejetés au seuil de 5%. En outre, il apparaît que ce sont les variables de contrôle de la corruption, de l'efficacité du gouvernement et de l'Etat de droit qui ont été les plus utilisés, en ce qui concerne notre thème, selon la revue de littérature de la section précédente (Saidi et al, 2013 ; Baldé, 2014 et Nounamo, 2018).

Efficacité gouvernement	132	-0.583	0.369	-1.480	0.066
Etat Droit	132	-0.746	0.384	-1.553	0.076
Qualité régulation	132	-0.499	0.250	-0.998	-0.048
Liberté parole	132	-0.332	0.561	-1.506	0.500

Source : Auteur, à partir du logiciel STATA 15 et des données de WGI (2017) de la Banque Mondiale

Ensuite, dans le tableau n°2, nous constatons que toutes les corrélations linéaires sont positives (ce qui signifie que toutes les variables varient, en moyenne, dans le même sens), certaines étant très fortes (0,77 et 0,82), d'autres moyennes (0,52 et 0,60), d'autres enfin plutôt faibles (0,27 et 0,34).

Tableau n°2 : Matrice des coefficients de corrélation entre les variables

	CC	SP	ED	EG	QR	LP
CC	1					
SP	0.2708	1				
ED	0.7303	0.6096	1			
EG	0.82	0.3483	0.7173	1		
QR	0.7591	0.4065	0.7524	0.8211	1	
LP	0.6581	0.5233	0.7744	0.7229	0.7022	1

Source : Auteur, à partir du logiciel STATA 15 et des données de WGI (2017) de la Banque Mondiale.

Par ailleurs, les tests de stationnarité de Im, Pesaran et Shin, présentés dans le tableau n°3, révèlent que toutes les variables du modèle sont stationnaires.

Tableau n°3 : Les résultats du test IPS de stationnarité

Variable	Valeur de la statistique	P-value	Avec constante	Avec trend	Décision
Contrôle Corruption	-1.433	0.076	Oui	Oui	Stationnaire
Stabilité politique	-1.398	0.081	Oui	Oui	Stationnaire
Efficacité gouvernement	-1.924	0.027	Oui	-	Stationnaire
Etat Droit	-1.965	0.025	Oui	-	Stationnaire
Qualité régulation	-2.238	0.013	Oui	-	Stationnaire
Liberté parole	-3.908	0.000	Oui	Oui	Stationnaire

Source : Auteur, à partir du logiciel STATA 15 et des données de WGI (2017) de la Banque Mondiale.

Puis, nous vérifions que les données utilisées se prêtent bien à un modèle à facteurs communs à travers la mesure d'adéquation de Kaiser ou MSA (Kaiser's Measure of Sampling Adequacy). Cette mesure permet de juger de la pertinence ou non de recourir à l'analyse en composante principale. Cet indicateur résumé permet de savoir pour l'ensemble des variables et pour chaque variable prise individuellement, si les corrélations originales sont supérieures aux corrélations partielles. Ainsi, une variable qui ne serait corrélée à aucune autre devrait certainement être retirée de l'analyse, puisque nous nous intéressons à la variance commune partagée entre les variables.

Tableau n°4 : L'indice MSA des variables retenues

VARIABLE	LIBELLÉS	MSA de Kaiser
CC	Le contrôle de la corruption	0.840
EG	Efficacité des pouvoirs publics	0.846
SP	Stabilité politique et absence de violence	0.750
QR	Qualité de la réglementation	0.904
ED	L'Etat de droit	0.835
LP	Liberté de parole et responsabilité	0.918
Ensemble des variables	Mesure de l'échantillonnage de Kaiser-Meyer-Olkin	0.856

Source : Auteur, à partir du logiciel STATA 15 et des données de WGI (2017) de la Banque Mondiale

Les valeurs des MSA supérieures à 0,8 sont jugées bonnes alors que celles qui sont inférieures à 0,5 sont inacceptables. Dans notre cas, il ressort du tableau n°4 que toutes les variables prises dans leur ensemble et individuellement sont satisfaisantes, sauf SP mais qui reste tout de même acceptable (car strictement supérieure à 0,5). Par conséquent, toutes les variables de l'échantillon sont retenues pour l'analyse en composante factorielle. Enfin, nous identifions le nombre de facteurs nécessaires pour représenter les données.

Tableau n°5 : Valeurs propres des facteurs

Composantes	Valeurs propres initiales			Extraction somme des carrés des facteurs retenus (après rotation)		
	Total	% de variance	% cumulé	Total	% de variance	% cumulé
1	4.270	0.712	0.712	4.270	0.712	0.712
2	0.866	0.144	0.856			
3	0.293	0.049	0.905			
4	0.243	0.040	0.945			
5	0.197	0.033	0.978			
6	0.131	0.022	1			

Source : Auteur, à partir du logiciel STATA 15 et des données de WGI (2017) de la Banque Mondiale

La détermination du nombre de facteurs communs à extraire se fait en considérant le critère de Kaiser indiquant la limite inférieure du nombre de facteurs à extraire. Selon ce critère, seuls les facteurs ayant une valeur propre supérieure à 1, contribuant individuellement à l'explication de la variance globale de plus de 10 % et contribuant de manière cumulative à l'explication de la variance globale de plus de 60%, sont à retenir. Il apparaît donc à travers le tableau n°5 que le premier axe factoriel est à retenir ; car ayant sa valeur propre égale à 4,27 qui est supérieure à 1. Ce facteur résume la majeure partie de l'information apportée par les variables utilisées. En effet, la valeur propre de cet axe correspond à 71,2% de l'information totale contenue dans ces variables. Il est donc suffisant pour résumer l'information contenue dans les variables retenues. Par conséquent, l'indicateur synthétique de qualité des institutions peut être construit à partir des données retenues. Cela se fait à partir de la matrice des charges factorielles après rotation, étant donné que le carré des charges factorielles représente la proportion de la variance totale de l'indicateur exprimée par le facteur¹¹.

¹¹ L'indice synthétique est généré directement sur le logiciel stata.

3.3 Présentation des données

Dans le cadre de ce travail qui couvre les pays de la zone UEMOA (excepté la Guinée-Bissau et le Burkina Faso à cause du manque de certaines données), les données annuelles sur toutes nos variables sont extraites de différentes bases. D'abord la première est le Rapport sur le développement humain du Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD). De celle-ci est extrait l'indice de développement humain. Ensuite, la seconde est la base de données de la Conférence des Nations Unies pour le Commerce et le Développement (CNUCED) où sont extraits les stocks d'IDE. La troisième est la base de données de Penn World Table de laquelle proviennent les données sur l'ouverture commerciale. La quatrième est celle de Worldwide Governance Indicators (WGI) où sont extraites les variables institutionnelles. Et enfin, une autre base dont nous nous sommes servis est le World Development Indicators (WDI). Cette dernière contient les données sur les autres variables du modèle. L'étude couvre la période 1996-2017.

4. Résultats et interprétations

Avant de présenter les résultats de l'inférence et de l'estimation, nous procédons d'abord à une analyse descriptive et du degré de corrélation des variables retenues pour cette étude et ensuite nous présentons les tests de racine unitaire.

4.1 Analyse descriptive des variables du modèle

L'analyse descriptive des variables de notre échantillon, consignées dans le tableau n°6, révèle que l'IDH de l'Union est en moyenne de 0,40 avec un écart type de 0,07. La valeur la plus forte (0,052) et la plus faible (0,24) de la série sont observées respectivement au niveau du Bénin en 2017 et au Niger en 1996. Quant aux taux de mortalité infantile, il affiche une valeur moyenne de 74,64‰ et un écart-type de 19,812 et ses valeurs minimum et maximum sont détenues respectivement par le Sénégal (32,7‰ en 2017) et le Mali (123,1‰ en 2017). La moyenne de l'indicateur synthétique de la qualité des institutions est de 1,16e-08 point avec un écart-type de 1 ; ses valeurs maximum et minimum concernent respectivement le Togo soit -2,02 points en 2005 et 2,84 points en 2002 au Sénégal. C'est dire combien les problèmes de qualité des institutions se posent dans les pays notre échantillon.

Tableau n°6 : Statistiques descriptives des variables

Variable	Observation	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
IDH	132	0.401	0.069	0.237	0.515
Taux mortalité infantile	132	74.636	19.812	32.7	123.1
IDE	132	18.240	14.676	1.914	77.346
Indicateur synthétique	132	1.16e-08	1.000	-2.027	2.844
Contrôle corruption	132	-0.651	0.291	-1,241	0.176
Efficacité gouvernement	132	-0.746	0.384	-1.553	0.076
Etat de droit	132	-0.583	0.369	-1.480	0.066
Degré d'ouverture	132	-6.357	7.006	-25.729	2.909
Infrastructures	132	37.170	40.875	0.001	149.069
Inflation	132	2.278	2.529	-3.100	11.305
Dépenses publiques	132	13.868	2.065	8.416	18.793
Crédit	132	16.740	7.450	3.302	37.677

Source : Calcul de l'auteur à partir du logiciel STATA 15

Le taux d'inflation affiche une valeur moyenne de 2,28% et un écart-type de 2,53. Sa valeur minimum concerne le Mali (-3,10% en 2004) tandis que sa valeur maximum concerne le Niger (11,31 % en 2008). Quant au stock d'IDE il présente une importante moyenne de 18,24% du PIB avec un écart-type de 14,68, et une valeur minimum de 1,91% en 1997 au Bénin contre une valeur maximum de 77,34% en 2017 au Niger. Concernant les infrastructures, ses statistiques vont de 0,001% pour le Niger en 1997 à 149,07% pour le Mali en 2014 avec un écart-type de 40,87 et une moyenne de 37,17%. Enfin, le degré d'ouverture présente une valeur moyenne de -6,36% et un écart-type de 7,01. Sa valeur minimum est détenue par le Niger (-25,73% en 2006) alors que le Togo présente la valeur maximale de (2,91% en 2009).

Le tableau n°6 nous permet de remarquer que dans l'ensemble les écarts-types sont globalement faibles, ce qui signifie que les variances sont minimales entre les valeurs des variables. Il n'est donc pas nécessaire de faire une transformation logarithmique de celles-ci comme c'est souvent le cas pour normaliser les séries.

Le tableau n°7, quant à lui, présente la matrice des coefficients de corrélation entre les différentes variables explicatives de l'étude. Dans l'ensemble, les coefficients de corrélation entre les différentes variables sont tous en général faibles à l'exception de la corrélation entre la variable du crédit et celle des infrastructures.

Tableau n° 7 : Matrice de corrélation entre les variables

	IDE	OUV	INFRA	INF	INV	DEPUB	CRED	CC	ED	EG	IS
IDE	1										
OUV	-0.170	1									
INFRA	0.356	-0.220	1								
INF	-0.133	0.028	-0.185	1							
INV	0.410	-0.114	0.148	-0.170	1						
DEPUB	0.181	-0.442	0.344	-0.167	0.298	1					
CRED	0.373	0.190	0.669	-0.217	0.218	0.191	1				
CC	-0.157	0.222	0.048	-0.152	0.431	0.159	0.087	1			
ED	-0.358	0.038	-0.164	-0.101	0.467	0.153	-0.166	0.730	1		
EG	-0.227	0.037	-0.136	-0.051	0.413	0.247	-0.183	0.820	0.717	1	
IS	-0.157	0.222	0.048	-0.152	0.431	0.159	0.087	0.920	0.730	0.820	1

Source : Calcul de l'auteur à partir du logiciel Stata 15.

De même, il existe une forte corrélation entre toutes les variables de la qualité des institutions. Afin donc d'éviter d'éventuelles multicollinéarité entre ces différentes variables, elles seront introduites une à une dans les différentes estimations¹².

4.2 Test de racine unitaire en panel

La plupart des séries macroéconomiques qui font l'objet de modélisation sont en général caractérisées par la présence d'une racine unitaire. Ne pas prendre en compte ce phénomène en panel peut alors conduire, comme en séries temporelles, à des régressions difficilement

¹² A l'issue des tests économétriques, la variable relative au crédit a montré des résultats non statistiquement significatifs. Cette variable a donc été éliminée du modèle.

interprétables d'un point de vue économique. L'un des intérêts à recourir aux tests de racine unitaire sur données de panel est d'accroître le nombre d'observations afin d'augmenter la puissance de ces tests par rapport à ceux sur séries temporelles individuelles en petit échantillon. A cet effet, nous utilisons les tests de racines unitaires en données de panel de Hadri (2000), de Breitung (2000), de Levin, Lin et Chu (2002) et de Im, Pesaran et Shin (2003) dont les résultats sont consignés dans le tableau n°8. Les résultats des différents tests, particulièrement ceux de Breitung, ont révélé essentiellement que toutes les variables sont globalement stationnaires.

Tableau n°8 : Résultats des tests de racine unitaire sur données de panel

Variabes	IDH	TMI	INV	IDE	INFRA	INF	OUV	DEPUB	IS
Intercept									
LLC	-0.266 (0.395)	-10.47 (0.000)	-2.790 (0.313)	-3.041 (0.001)	3.341 (0.999)	-6.208 (0.000)	-2.844 (0.002)	-4.512 (0.000)	-2.726 (0.003)
Breitung	-2.304 (0.010)	-3.134 (0.002)	-2.337 (0.009)	-1.376 (0.084)	-2.646 (0.004)	-5.484 (0.000)	-1.715 (0.043)	-2.397 (0.008)	-1.900 (0.028)
IPS	3.825 (0.999)	-5.822 (0.000)	-0.210 (0.417)	3.470 (0.999)	2.877 (0.999)	-5.691 (0.000)	-2.118 (0.017)	-2.529 (0.005)	-2.731 (0.003)
Hadri	31.3285 (0.000)	31.870 (0.000)	25.036 (0.000)	23.740 (0.000)	26.060 (0.000)	0.178 (0.429)	13.786 (0.000)	10.847 (0.000)	6.463 (0.000)
Intercept + trend									
LLC	0.547 (0.707)	-5.731 (0.000)	-5.248 (0.137)	-2.570 (0.005)	3.865 (0.999)	-5.242 (0.000)	-3.324 (0.000)	0.390 (0.651)	-0.714 (0.237)
Breitung	-2.672 (0.003)	-3.210 (0.000)	-2.833 (0.002)	-2.150 (0.015)	-2.370 (0.008)	-6.383 (0.000)	-1.930 (0.026)	-1.139 (0.127)	-1.497 (0.067)
IPS	1.479 (0.930)	-3.057 (0.001)	-1.863 (0.031)	-1.425 (0.076)	-3.136 (0.000)	-6.080 (0.000)	-1.999 (0.022)	-3.485 (0.000)	-1.639 (0.050)
Hadri	13.985 (0.000)	19.604 (0.000)	10.580 (0.000)	20.285 (0.000)	12.338 (0.000)	-0.321 (0.626)	4.554 (0.000)	4.595 (0.000)	17.928 (0.000)

Source : Résultat de nos estimations à partir du logiciel STATA 15

4.3 Présentation des résultats

Nous présentons les résultats de l'inférence et de l'estimation du modèle.

4.3.1 Présentation des résultats de l'inférence

Il s'agit de présenter le test de non linéarité du modèle et le test de détermination du nombre de régimes. L'analyse du tableau n°9 montre que l'hypothèse nulle de linéarité du modèle est rejetée pour les modèles spécifiés. En effet, lorsqu'on applique 1000 simulations pour tester la linéarité, on trouve que les statistiques de Fisher ($F_1 stat$) et ses p-values (p-value = 0,000) conduisent au rejet de l'hypothèse nulle au seuil critique de 5%. Ce résultat traduit le fait qu'il existe une relation non-linéaire entre les IDE et la pauvreté conditionnellement à chacune des variables de la qualité des institutions considérées au sein de l'UEMOA.

Un tel résultat implique que soit déterminé le nombre de régimes du processus. A cet effet, il ressort que le test d'un double seuil est non significatif (p-value = 1,000) pour tous les modèles.

Ainsi, tous les modèles aboutissent à la présence d'un seul seuil (deux régimes), différent pour chacune des variables de transition de la qualité des institutions, avec un intervalle de confiance de 95%.

Tableau n°9 : Résultats des tests de linéarité et de détermination du nombre de régimes

Variable dépendante : <i>Indice de développement humain</i>						
Variable sur laquelle porte la transition : <i>Investissement direct étranger</i>						
Variables de transition	<i>Test d'un seuil unique</i>			<i>Test d'un double seuil</i>		
	H0: r =0 VS H1: r =1	Intervalle de confiance	$F_1 stat$	H0: r =1 VS H1: r =2	Intervalle de confiance	$F_2 stat$
Indicateur synthétique	-0,65	[-0,650 ; -0,617]	58,8 (0,000)	-0,65 -0,833	[-0,650 ; -0,617] [-0,833 ; 1,723]	29,25 (1,000)
Contrôle de la Corruption	-0,84	[-0,840 ; -0,825]	52,497 (0,000)	-0,83 -0,882	[-0,840 ; -0,830] [-0,927 ; -0,875]	36,51 (1,000)
Efficacité du Gouvernement	-0,998	[-1,163 ; -0,156]	18,75 (0,000)	-0,621 -0,833	[-0,997 ; -0,546] [-0,833 ; 1,723]	53,62 (1,000)
Etat de Droit	-0,365	[-0,378 ; -0,347]	87,417 (0,000)	-0,347 -0,786	[-0,369 ; -0,347] [-0,785 ; -0,560]	27,39 (1,000)

Source : Estimation de l'auteur à partir du logiciel Matlab

Note : Les valeurs entre parenthèse () sont les p-values.

Il convient maintenant de présenter les résultats de l'estimation à effet de seuil des IDE sur la réduction de la pauvreté en fonction de la qualité des institutions.

4.3.2 Présentation des résultats de l'estimation du modèle

Dans un premier temps, les résultats présentés dans le tableau n°10 montrent que, dans les modèles 1.1, 1.2 et 1.3, le coefficient des IDE est positif et non significatif dans le premier régime tandis qu'il est positif et significatif dans le deuxième régime. Ainsi, il existe une relation positive entre les IDE et l'IDH au-delà d'un certain seuil de la qualité des institutions. Autrement dit, avant les seuils de -0,650, -0,840 et -0,998, respectivement de l'indice synthétique, du contrôle de la corruption et de l'efficacité du gouvernement il n'y a aucune relation entre les IDE et l'IDH. Mais, après ces seuils, il apparaît une relation positive et significative entre les IDE et l'IDH. En d'autres termes, un accroissement de ces variables de transition au-delà de leurs seuils respectifs entraîne un effet positif et significatif des IDE sur l'IDH. Ce résultat montre l'importance de la qualité des institutions non seulement dans l'attractivité des IDE mais aussi dans la réduction de la pauvreté dans l'Union. Toutefois, au niveau du modèle 1.4, les résultats indiquent que le coefficient des IDE est positif mais non significatif dans les deux régimes. Dans ce cas, une amélioration ou non de la confiance des agents dans les règles de la société n'entraîne aucun effet des IDE sur l'IDH. Par ailleurs, on constate que toutes les dimensions de la qualité des institutions, sauf l'Etat de droit, réduisent le bien-être des populations dans le premier régime mais n'y ont aucun effet dans le deuxième régime. En effet, ce résultat, conforme à celui de Bello (2012), montre clairement à quel point la gouvernance constitue un problème majeur dans les pays de l'Union. Concernant les autres variables, les résultats révèlent que leurs coefficients sont tous significatifs, exception faite de

l'inflation. En fait, les résultats montrent que, dans la majorité des modèles et dans les deux régimes, le niveau des infrastructures, les investissements domestiques et les dépenses publiques améliorent le bien-être des populations de l'UEMOA alors que l'ouverture commerciale le réduit. Ce dernier résultat pourrait s'expliquer par le fait que les pays de l'Union sont fortement dépendants de produits primaires ce qui conduit à la détérioration des termes de l'échange. Ces résultats corroborent globalement ceux de Soumaré (2015).

Tableau n°10 : Résultats des estimations du modèle

Variable dépendante : <i>Indice de développement humain</i>						
Modèle 1,1						
Variable seuil	Indicateur synthétique					
Seuil	$-0,650 \leq is(t) > -0,650$					
Invest direct étranger	0,0001	(0,2495)			0,0004***	(2,9118)
Degré d'ouverture	-0,0016***	(-2,9777)			-0,002***	(-3,4188)
Infrastructures	0,0002	(0,9825)			0,0007***	(14,0881)
Inflation	0,0011	(1,263)			0,0003	(0,4573)
Invest domestiques	0,0032***	(-4,1459)			0,0010**	(2,4126)
Dépenses publiques	-0,0013	(-0,7812)			0,0030**	(2,4002)
Indicateur synthétique	-0,0329***	(-4,5086)			0,0015	(0,5713)
Modèle 1.2						
Variable seuil	Contrôle Corruption		Modèle 1.3		Modèle 1.4	
Seuil	$-0,840 \leq cc(t) > -0,840$		Efficacité Gouvernement		Etat de Droit	
Seuil	$-0,840 \leq cc(t) > -0,840$		$-0,998 \leq eg(t) > -0,998$		$-0,365 \leq ed(t) > -0,365$	
Invest direct étranger	0,0004	0,0004***	0,0001	0,0004***	0,0002	-0,0010
	(0,9377)	(2,7581)	(0,1136)	(2,8874)	(1,3141)	(-1,5986)
Degré d'ouverture	-0,0017***	-0,0022***	0,0001	-0,0023***	-0,0014***	-0,0028***
	(-3,0313)	(-3,5042)	(0,0075)	(-3,5580)	(-3,1231)	(-3,7091)
Infrastructures	0,0001	0,0007***	0,0005**	0,0006***	0,0004***	0,0014***
	(0,7267)	(13,374)	(2,0861)	(8,3148)	(3,9635)	(11,3395)
Inflation	0,0005	0,0003	-0,0010	0,0001	-0,0006	-0,0002
	(0,5242)	(0,4419)	(-1,3607)	(0,0221)	(-1,0529)	(-0,1187)
Invest domestiques	0,0027***	0,0012***	0,0022	0,0013**	0,0026***	0,0019**
	(3,5614)	(2,7867)	(1,5192)	(2,3326)	(5,9621)	(2,0832)
Dépenses publiques	-0,0018	0,0033**	0,0028*	0,0020	0,0008	-0,0009
	(-1,0141)	(2,533)	(1,7618)	(1,1229)	(0,8322)	(-0,5114)
Contrôle Corruption	-0,0579***	-0,0005				
	(-3,3516)	(-0,0600)				
Efficacité Gouvernement			-0,0134	-0,0144		
			(-1,0969)	(-0,9571)		
Etat de Droit					-0,0010	0,0376*
					(-1,4519)	(1,9133)

Source : Estimation de l'auteur à partir du logiciel Matlab.

Note : Les valeurs entre parenthèse () sont les « t » de student. *, ** et *** désignent une significativité à 10%, 5% et 1% respectivement.

Toutefois, en vue de vérifier la robustesse des résultats de notre analyse nous utilisons un autre indicateur de pauvreté, en l'occurrence, le taux de mortalité infantile.

4.4 Présentation des résultats de la robustesse

A cet égard, les résultats obtenus confirment ceux trouvés en utilisant l'IDH comme indicateur de pauvreté à quelques exceptions près.

4.4.1 Présentation des résultats de l'inférence

En effet, l'analyse du tableau n°11 révèle que le test de linéarité, à l'image du précédent, est rejeté pour tous les modèles spécifiés au seuil de 5%.

Tableau n°11 : Résultats des tests de linéarité et de détermination du nombre de régimes

Variable dépendante : <i>Taux de mortalité infantile</i>						
Variable sur laquelle porte la transition : <i>Investissement direct étranger</i>						
Variables de transition	<i>Test d'un seuil unique</i>			<i>Test d'un double seuil</i>		
	H0: r =0 VS H1: r =1	Intervalle de confiance	$F_1 stat$	H0: r =1 VS H1: r =2	Intervalle de confiance	$F_2 stat$
Indicateur synthétique	-0,650	[-0,650 ; -0,617]	70,749 (0,000)	-0,616 -0,833	[-0,650 ; -0,617] [-0,833 ; -0,769]	65,901 (1,000)
Contrôle de la Corruption	-0,840	[-0,843 ; -0,830]	60,340 (0,000)	-0,830 -0,893	[-0,840 ; -0,830] [-0,893 ; -0,875]	85,005 (1,000)
Efficacité du Gouvernement	-0,998	[-1,163 ; -0,621]	24,346 (0,000)	-0,938 -1,163	[-0,938 ; -0,742] [-1,169 ; -1,030]	74,773 (1,000)
Etat de Droit	-0,365	[-0,378 ; -0,347]	49,269 (0,000)	-0,347 -0,784	[-0,369 ; -0,347] [-0,785 ; -0,735]	43,537 (1,000)

Source : Estimation de l'auteur à partir du logiciel Matlab ; Note : Les valeurs entre parenthèses sont les p-values.

De plus, le test d'un double seuil est non significatif pour toutes les variables de transition.

4.4.2 Présentation des résultats de l'estimation du modèle

L'analyse du tableau n°12 montre que les résultats obtenus corroborent ceux des estimations précédentes. En effet, les résultats montrent que, dans les modèles 2.1, 2.2 et 2.3, le coefficient des IDE est non significatif dans le premier régime tandis qu'il est négatif et significatif dans le deuxième régime. Ceci indique qu'un accroissement de l'indice synthétique, du contrôle de la corruption et de l'efficacité du gouvernement, au-delà de leurs seuils respectifs, entraîne une réduction du taux de mortalité infantile par les IDE. Ces résultats sont en accord avec les conclusions de l'étude empirique menées par Herzer et al. (2015). Cependant, au niveau du modèle 2.4, les résultats révèlent qu'en dessous du seuil de -0,365 de l'Etat de droit, le coefficient des IDE est négatif et non significatif alors qu'après ce seuil il devient positif et significatif. Ce résultat est similaire à celui de Etsiba et al. (2018) pour qui la progression de l'Etat de droit pousse les populations à exiger une amélioration de leur condition de vie, ce qui engendre un ralentissement de l'activité économique et qui pourrait affecter négativement le

bien-être. Concernant les autres variables, on note que les résultats sont similaires à ceux de l'estimation sur l'IDH. En effet, les résultats montrent que toutes les variables de la qualité des institutions, avant et après leurs seuils, à l'exception de l'Etat de droit, contribuent à accroître le taux de mortalité infantile. En outre, hormis l'inflation, les autres variables présentent des coefficients significatifs à quelques exceptions près, quelle que soit la variable de transition considérée. Ainsi, dans les deux régimes, le niveau des infrastructures, les investissements domestiques et les dépenses publiques réduisent le taux de mortalité infantile au sein de l'UEMOA alors que l'ouverture commerciale l'accroît. Ces résultats sont conformes à ceux de Magombeyi et Odhiambo (2017).

Tableau n°12 : Résultats des estimations du modèle PTR

Variable dépendante : Taux de mortalité infantile						
Modèle 2,1						
Variable seuil	Indicateur synthétique					
Seuil	$-0,650 \leq is(t) > -0,650$					
Invest direct étranger		0,0784	(0,4477)			-0,1459*** (-2,6533)
Degré d'ouverture		0,4867**	(2,3539)			0,8597*** (3,6370)
Infrastructures		-0,0344	(-0,4598)			-0,1916*** (-10,9982)
Inflation		-0,4749	(-1,1936)			-0,2948 (-1,2020)
Invest domestiques		-1,8630***	(-5,6448)			-0,6928*** (-4,5283)
Dépenses publiques		1,0963*	(1,7037)			-1,1499*** (-2,5898)
Indicateur synthétique		18,7724***	(5,6231)			1,5122 (1,4385)
Modèle 2.2						
Variable seuil	Contrôle Corruption		Modèle 2.3		Modèle 2.4	
Seuil	$-0,840 \leq cc(t) > -0,840$		Efficacité Gouvernement		Etat de Droit	
Seuil	$-0,840 \leq cc(t) > -0,840$		$-0,998 \leq eg(t) > -0,998$		$-0,365 \leq ed(t) > -0,365$	
Invest direct étranger	-0,0509 (-0,2839)	-0,1408** (-2,4484)	-0,1081 (-0,5952)	-0,1388*** (-29262)	-0,0406 (-0,5601)	0,5117** (2,2985)
Degré d'ouverture	0,5255** (2,4420)	0,8873*** (3,7054)	-0,3893 (-1,0485)	0,9346*** (3,9262)	0,3792** (2,2574)	1,1357*** (4,0841)
Infrastructures	-0,0188 (-0,2322)	-0,1829*** (-9,9944)	-0,1669 (-1,5500)	-0,1659*** (-5,7819)	-0,1104** (-2,5491)	-0,4368*** (-9,5619)
Inflation	-0,1516 (-0,3343)	-0,2924 (-1,1683)	0,4634 (1,2910)	-0,1706 (-0,6516)	0,1131 (0,4181)	-0,1353 (-0,3016)
Invest domestiques	-1,6190*** (-5,2462)	-0,7801*** (-4,8239)	-0,8273 (-1,4186)	-0,8116*** (-3,4161)	-1,3663*** (-6,1557)	-1,1641*** (-3,5318)
Dépenses publiques	1,3727** (2,0904)	-1,3481*** (-2,8280)	-0,5673 (-0,9115)	-0,8517 (-1,2730)	-0,1261 (-0,2727)	0,1148 (0,1951)
Contrôle Corruption	37,4882*** (5,4730)	7,9313** (2,1203)				
Efficacité Gouvernement			17,8913*** (3,8945)	9,3328*** (1,7984)		
Etat de Droit					13,1183*** (3,4516)	-18,3338*** (-2,5931)

Source : Estimation de l'auteur à partir du logiciel Matlab.

Note : Les valeurs entre parenthèse () sont les « t » de student. *, ** et *** désignent une significativité à 10%, 5% et 1% respectivement.

En définitive, notre analyse montre que les IDE réduisent la pauvreté conditionnellement à la qualité des institutions pris dans leur ensemble, mais précisément par le biais du contrôle de la

corruption et l'efficacité du gouvernement dans l'UEMOA. En d'autres termes, l'effet des IDE sur la réduction de la pauvreté n'apparaît que lorsque l'indice synthétique de la qualité des institutions, le contrôle de la corruption et l'efficacité du gouvernement atteignent leurs seuils respectifs.

5. Conclusion

Cette étude a tenté de répondre à la question du lien qui existe entre la pauvreté et les IDE conditionnés par la qualité des institutions des pays de l'UEMOA, à l'aide d'un modèle à effet de seuil de type PTR, sur la période 1996-2017. Les résultats ont montré que :

- Il existe une relation non-linéaire entre les IDE et la pauvreté dans les pays de l'UEMOA, conditionnés par la qualité des institutions en générale, et précisément, par le contrôle de la corruption et l'efficacité du gouvernement ;
- Les IDE ne réduisent significativement la pauvreté que lorsque l'indicateur synthétique de la qualité des institutions, le contrôle de la corruption et l'efficacité du gouvernement dépassent respectivement les seuils de -0,650, -0,840 et -0,998 dans l'Union ;
- Dans le deuxième régime, une augmentation d'un point des IDE, conditionnellement à l'indicateur synthétique de la qualité des institutions, au contrôle de la corruption et à l'efficacité du gouvernement, augmente de 0,0004 point le bien-être et réduit la mortalité infantile de 0,14 point, toutes choses égales par ailleurs. Par contre, dans le premier régime, l'effet des IDE sur la réduction de la pauvreté est non significatif.

Au regard de nos résultats empiriques, nous formulons les recommandations suivantes :

- Dans un premier temps, la mise en place de mesures efficaces de lutte contre la corruption à travers la sensibilisation et l'instauration de modules particuliers sur la corruption dans les programmes de formation scolaire sur l'éducation civique ; afin d'en éliminer les germes dans les mentalités des générations futures et combattre le fléau à long terme. A cela, il faudra ajouter des sanctions affectant le statut social, instaurer de lourdes amendes et peines d'emprisonnement afin de réduire toutes incitations à l'acceptation de la corruption ;
- Dans un deuxième temps, la garantie d'un service de qualité dans la fonction publique et son indépendance vis-à-vis des pressions politiques afin d'attiser la confiance des investisseurs et des citoyens.

Par ailleurs, en termes de perspectives, il serait intéressant de prolonger notre travail en recherchant le niveau minimum de stock de capital humain et de savoir-faire à partir duquel les IDE pourraient contribuer à l'amélioration du bien-être des populations pauvres de l'UEMOA.

Références bibliographiques

- [1] Acemoglu D. et Johnson S. (2005), « Unbundling institutions. » *Journal of Political Economy*, vol 113, N°5, pp. 949–995.
- [2] Ali F., Fiess N. et MacDonald R. (2010), « Do Institutions Matter for Foreign Direct Investment? », *Open Economies Review*, Springer, vol. 21, N°2, pp. 201-219.
- [3] Anoruo E. et Braha H. (2005), « Corruption and Economic Growth : the African Experience », *Journal of Sustainable Development in Africa*. vol. 7, N°1, pp. 43-55.

- [4] Asiedu E. (2003), « Foreign Direct Investment to Africa : The Role of Government Policy, Governance and Political Instability. », *The World Economy*. vol. 29, N°1, Pages 63-77.
- [5] Asongu S. A, Uduji J. I. et Okolo-Obasi E. N. (2019), « Thresholds of external flows for inclusive human development in Sub-Saharan Africa », Published in: *International Journal of Community Well-Being*, vol. 2, N° 3-4, pp. 213-233.
- [6] Anyanwu J. et Yameogo N. D. (2015), « What Drives Foreign Direct Investments into West Africa? An Empirical Investigation », *African Development Review*, 2015, vol. 27, N° 3, pp. 199-215.
- [7] Baldé S. (2014), *Gouvernance institutionnelle, investissements directs étrangers et croissance économique des pays de la communauté économique des Etats de l’afrique de l’ouest*, Mémoire de maîtrise en comptabilité, contrôle, audit, Université du Québec à Montréal.
- [8] Bello M. I. (2012), « Gouvernance et réduction de la pauvreté dans les pays de l’UEMOA : comptabilisation du mécanisme de transmission », Faculté de Droit, d’Economie et de Gestion (FADEG), Université de Tahoua, Niger.
- [9] Bouchoucha N. (2022), « Governance and foreign direct investment: is the low and middle income Africa region different ? », *Transnational Corporations Review*, DOI: 10.1080/19186444.2022.2028542.
- [10] Boutaleb K. et Saidani M. (2013), « Efficience institutionnelle et croissance économique : le cas de l’Algérie », *Revue Economique et Management*, vol. 13, N°1, pp. 56-70.
- [11] Bowles S. (2011), *Chapter 5. Institutional Poverty Traps*, *Poverty Traps*, pp. 116–138. doi:10.1515/9781400841295.116.
- [12] Breitung J. (2000), « The local power of some unit root tests for panel data », *Advances in Econometrics*, vol 15, pp 161-177.
- [13] Brunetti A., Kisunko G. et Weder B. (1998), « Credibility of Rules and Economic Growth : Evidence from a World Wide Private Sector Survey », *The World Bank Economic Review*, vol. 12, N°3, pp. 353-384.
- [14] Busse M. (2005), « Political Risk, Institutions and Foreign Direct Investment » Hamburg Institute of International Economics », Discussion Paper, n°315.
- [15] Chan K. K. et Gemayel E. R. (2003), « Macroeconomic Instability and the Pattern of FDI in the MENA Region. », World Bank. Politic research working paper N°6716.
- [16] Chong A. et Gradstein M. (2004), « Inequality and Institutions. », Inter-American Development Bank Working Paper N° 506. Washington, D. C. : The Inter-American Development Bank.
- [17] Collier P. et Dollar D. (2002), « Aid Allocation and Poverty Reduction », *European Economic Review*, vol. 46, N° 8, pp. 1475-1500.
- [18] Dincer O. C. et Gunalp B., (2008), « Corruption, Income Inequality, and Poverty in the United States », Knowledge, Technology, Human Capital Working Papers 37848, Fondazione Eni Enrico Mattei (FEEM).
- [19] Easterly W. (2002), « Inequality does Cause Underdevelopment : New Evidence from Commodity Endowments, Middle Class Share, and other Determinants of Per Capita Income. » Center for Global Development Working Paper N°1. Washington, D.C.: Center for Global Development.
- [20] Easterly W. (2007), « Inequality does Cause Underdevelopment : Insights from a New Instrument. » *Journal of Development Economics*, vol. 84, N°2, pp. 755-776.

- [21] Etsiba S., Ndombi Avouba F. G. et Bozongo J. C. (2018), « Effets de la gouvernance institutionnelle sur la croissance économique : cas de la CEMAC » *Annales de l'Université Marien N'GOUABI*, vol. 18, N°1, pp. 138-148.
- [22] Fouquau J. (2008), *Modèles à changements de régimes et données de panel : de la non-linéarité à l'hétérogénéité*. Thèse de doctorat en Sciences Economiques, Université D'Orléans.
- Fouquau J., Hurlin C. et Rabaud I. (2008), « The Feldstein-Horioka Puzzle : a Panel Smooth Transition Regression Approach », *Economic Modelling*, vol. 25, N°2, pp. 284-299.
- [23] Godwin E. A. et Effiong E. L. (2012), « Governance and Development Performance: A Cross-Country Analysis of Sub-Saharan Africa », *Journal of Economics and Sustainable Development*, ISSN 2222-1700 (Paper) ISSN 2222-2855 (Online), vol.3, N°14, pp. 54-67.
- [24] 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.
- [25] Gomanee K., Morrissey O., Mosley P. et Verschoor A. (2005b), « Aid, Government, Expenditure, and Aggregate Welfare ». *World Development*, vol. 33, N°3, pp. 355-70.
- [26] Grier K. B. et Tullock G., (1989) « An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951-1980 » *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 24, N°2, pp. 259-276.
- [27] Gyimah-Brempong K. (2002), « Corruption, economic growth, and income inequality in Africa », *Economics of Governance*, vol. 3, N°3, pp. 183-209.
- [28] Hadri K. (2000), « Testing for Unit Root in Heterogeneous Panel Data », *Econometric Journal*, vol. 3, N°3, pp. 148-161.
- [29] Hansen B. (1999), « Threshold Effects in Non-Dynamic Panels : Estimation, Testing and Inference », *Journal of Econometrics*, vol. 93, N°2, pp. 345 – 368.
- [30] Helliwell J. F. (1994), « Empirical Linkages between Democracy and Economic Growth. », *British Journal of Political Science*, vol. 21 N°2, pp. 225-248.
- [31] Herzer D., Nagel K. et Nunnenkamp P. (2015), « How does FDI affect health » *International Economic Journal*, vol. 29, N°4, pages 655-679.
- [32] Hotho J. J. et Pedersen T. (2012), « 10 Beyond the 'rules of the game': three institutional approaches and how they matter for international business. » In Wood G. et Demirbag M. (Eds.), *Handbook of institutional approaches to international business*. Edward Elgar Publishing, UK, p. 236.
- [33] Hussain M. E. et Haque M. (2016), « Impact of Economic Freedom on the Growth Rate : A Panel Data Analysis », *Economies*, vol. 4, N°4, 5 p.
- [34] Im K. S., Pesaran M. H. et Shin Y. (2003), « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, vol. 115, N°1, pp. 53-74.
- [35] Isham J., Kaufmann D. et Pritchett L. (1997). « Civil Liberties, Democracy and the Performance of Government Project ». *The World Bank Economic Review*, Vol.11, N°2, pp. 219-242.
- [36] Jütting J. P., Morrisson C., Dayton-Johnson J. et Drechsler D. (2008), « Measuring Gender (In) Equality : The OECD Gender, Institutions and Development Data Base », *Journal of Human Development*, vol. 9, N°1, pp. 65–86.
- [37] Keho Y. (2012), « Rôle des facteurs institutionnels dans le développement financier et économique des pays de l'UEMOA », *Revue Economique et Monétaire* N°12, BCEAO, pp. 9-43.
- [38] Knack S. et Keefer P. (1995), « Institutions and economic performance : cross-country tests using alternative institutional measures ». *Economics & Politics*, vol. 7 N°3, pp. 207–227.
- [39] Kormendi R. et Meguire P. (1985), « Macroeconomic determinants of growth : Cross-country evidence » *Journal of Monetary Economics*, 1985, vol. 16, N° 2, pp. 141-163.
- [40] Levin A., Lin C. F. et Chu C. S. J. (2002), « Unit Root Test in panel Data : Asymptotic and Finite Sample Properties », *Journal of Econometrics*, vol. 108, N°1, pp. 1-24.

- [41] Li H., Xu L. C. et Zou H-F. (2000), « Corruption, Income Distribution, and Growth », *Economics and politics*, vol 12, N°2, pp. 155-182.
- [42] Magombeyi M. T. et Odhiambo N. M. (2017), « Foreign Direct Investment And Poverty Reduction » *Comparative Economic Research*, vol. 20, N° 2, pp. 73-89.
- [43] Mauro P. (1995), « Corruption and growth », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, N° 3, pp. 681-712.
- [44] Mudambi R. et Navarra P. (2002), « Institutions and international business : a theoretical overview. » *International Business Review*, vol. 11, N°6, pp. 635–646.
- [45] Nabil A. N. N. (2017), *Corruption et croissance économique au Cameroun : De l'effet direct et des effets indirects à travers la répartition des dépenses publiques*, Thèse de doctorat en Sciences Economiques, Université de Rennes 1.
- [46] Niyongabo G. (2004), « Trade openness policy, quality of institutions and economic growth », Centre d'Etudes et de Recherche sur le Développement International (CERDI), Université d'Auvergne, Clermont Ferrand, France.
- [47] North D. C. (1990), *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [48] North D. C. (1994), « Economic performance through time », *American Economic Review*, vol. 84 N°3, pp. 359-368.
- [49] Nounamo N. Y. H. (2018), « Corruption, Investissement and Economic Growth in developing countries : a Panel Smooth Transition Regression Approach », *SocioEconomic Challenges*, vol.2, N°1, pp. 63-68.
- [50] Okafor G. (2015), « Locational determinants of US outward FDI into Sub-Saharan Africa », *The Journal of Developing Areas*, vol. 49, N°1, pp. 187-205.
- [51] Pellegrini L. et Gerlagh R. (2004), « Corruption's Effect on Growth and Its Transmission Channels. », *Kyklos*, vol. 57, N°3, pp. 429-456.
- [52] Platteau J-P. (1997), « Mutual insurance as an elusive concept in traditional rural communities », *Journal of Development Studies*, 1997, vol. 33, N°6, pp. 764-796.
- [53] Polterovich V. et Vladimir P. (2007), « Democratization, Quality of Institution and Economic Growth », New Economic Growth, Tiger Working Paper N°102.
- [54] Powell W.W. et DiMaggio P. J. (1991), *The New Institutionalism in Organizational Analysis*, Edited by Walter W. Powell and Paul J. DiMaggio.
- [55] Rodríguez-Pose A. et Cols G. (2017), « The determinants of foreign direct investment in sub-Saharan Africa: What role for governance ? », *Regional Science Policy & Practice*, vol. 9 N° 2, pp. 63-81.
- [56] Rodrik D. et Subramanian A. (2003), « The Primacy of Institutions (and what this does and does not mean) », *Finance & Développement*, vol. 40, N°2, pp. 31-34.
- [57] Rosenstein-Rodan P. N. (1943), « Problems of Industrialization of Eastern and South-Eastern Europe », *Economic Journal*, vol. 53, N°210-211, pp. 202-211.
- [58] Saidi Y., Soltani H. et Ochi A. (2013), « Gouvernance, investissement direct étranger et croissance économique dans la région MENA », International Conference on Business, Economics, Marketing & Management Research (BEMM'13) Volume Book : *Economics & Strategic Management of Business Process* (ESMB) vol.2, N°2, pp. 71-75.
- [59] Sharma B. et Gani A. (2004), « The Effects of Foreign Direct Investment on Human Development. » *Global Economy Journal*, vol. 4, N°2, pp. 9-9.
- [60] Sindzingre A. (2006), « The Relevance of the Concepts of Formality and Informality : A Theoretical Appraisal », In : Guha-Khasnobis, Basudeb, Kanbur, Ravi and Ostrom, Elinor (eds) *Linking the Formal and Informal Economy : Concepts and Policies* (Oxford University Press) : pp. 58-74.

- [61] 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.
- [62] Vidmantas J. et Šeputienė J. (2009), « The Impact of the institutional environment on the economic development », *Ekonomika*, vol. 87, pp. 141-153.
- [63] Williamson O. E. (2000), « The New Institutional Economics: Taking Stock, Looking Ahead », *Journal of Economic Literature*, vol. 38, N°3, pp. 595-613.
- [64] Zimmerman F. J. et Carter M. R. (2003), « Asset Smoothing, Consumption Smoothing and the Reproduction of Inequality under Risk and Subsistence Constraints », *Journal of Development Economics*, vol. 71, N°2, pp. 233-260.
- [65] Zouhaier A. (2012), « Institutions, Investment and Economic Growth », *International Journal of Economics and Finance*, vol.4, N°2, p. 152.
- [66] Zouhaier A. (2019), « FDI, Quality of Institutions and Welfare in Latina America and Sub-Sahara Africa », MPRA Paper N° 95484.