

Instabilité politique, IDE et effets sur la croissance économique dans les pays d'Afrique subsaharienne : un modèle à équations simultanées dynamiques

Lewis Landry GAKPA*

Résumé - La présente étude analyse les conséquences de l'interaction entre l'instabilité politique et les investissements directs étrangers (IDE) sur la croissance économique pour 31 pays d'Afrique subsaharienne (ASS). Nous introduisons un indicateur agrégé d'instabilité politique construit à l'aide d'une analyse en composantes principales de plusieurs indicateurs de risques politiques tirés de la base de données de l'ICRG. L'étude utilise une procédure de panel dynamique et la technique des triples moindres carrés pour estimer un modèle à équations simultanées sur la période 1984-2015. Les résultats du modèle indiquent que l'instabilité politique affecte la croissance économique aussi bien directement qu'indirectement par le biais de son impact sur les investissements directs étrangers. Nous mettons également en exergue le caractère simultané de la relation entre l'instabilité politique et le niveau de développement économique dans les pays d'ASS. Les résultats de l'étude corroborent ainsi l'idée selon laquelle l'instabilité politique freine la croissance économique tirée par les investissements directs étrangers et appellent à une série de mesures permettant d'améliorer la qualité des institutions politiques.

Classification JEL

E02, N3, O55

Mots-clés

Instabilité politique
IDE
Croissance économique
Modèle à équations simultanées
Afrique subsaharienne

Je désire exprimer ma profonde gratitude au Consortium pour la Recherche Economique en Afrique (CREA) pour son soutien financier à cette recherche. Je remercie également les personnes du CREA pour leurs divers commentaires et suggestions. Je suis aussi redevable aux arbitres anonymes de la Revue qui ont permis d'améliorer la qualité scientifique de l'article.

* Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (ENSEA)-Côte d'Ivoire ; gakpalewis@yahoo.fr

INTRODUCTION

La contribution des investissements directs étrangers (IDE) à la croissance économique a déjà fait l'objet de nombreuses études dans la littérature économique. La plupart de ces études se sont focalisées sur les différents canaux de transmission directs et indirects à travers lesquels les IDE pourraient stimuler la croissance dans les pays hôtes (Hermes et Lensink, 2003; Nicet-Chenaf et Rougier, 2010). Les IDE dans les pays en développement fournissent le capital nécessaire aux investissements, facilitent le transfert de technologie et le progrès technique, tendent à augmenter les exportations et la compétitivité, incitent à l'adoption de procédures managériales par les firmes locales, stimulent l'emploi et par conséquent accélèrent la croissance économique [Findlay (1978); Balasubramanyam et al. (1996); De Mello (1997, 1999); Pack et Saggi (1997); Borensztein et al. (1998); Asiedu (2002); Ajayi (2006)...].

Ainsi, de nombreux organismes internationaux de développement tels que l'OCDE (2002), la CNUCED (1999), la Banque mondiale (1999), considèrent les IDE comme l'un des outils les plus efficaces dans la lutte contre la pauvreté et donc encouragent les pays pauvres à adopter des politiques permettant d'améliorer l'entrée de capitaux étrangers.

C'est ce qui justifie le fait que certains pays, principalement africains, ont adopté des lois relatives à l'investissement étranger ou ont révisé celles qui étaient en vigueur (CNUCED, 2016). Les restrictions applicables à l'investissement étranger ont été assouplies ou éliminées dans de nombreux secteurs en vue de faciliter leurs entrées. Bien que les IDE en Afrique subsaharienne (ASS) ne représentent encore que 3% des flux mondiaux (CNUCED, 2016), ces différentes réformes ont permis une progression marquée des flux nets d'IDE. En effet, ces flux sont passés en moyenne de 906 millions de dollars entre 1970-1979 à 1,273 milliard de dollars sur la période 1980-1989, puis 4,323 milliards de dollars sur la période 1990-1999 et 10,091 milliards de dollars en 2000-2003, pour atteindre 42 milliards de dollars en 2017¹ (CNUCED, 2018). Même si cette évolution des flux d'IDE n'a pas été linéaire du fait de crises économiques et financières, de tensions et de conflits qui touchent certains pays, il apparaît donc que les flux nets d'IDE en direction des pays d'ASS ont fortement progressé depuis les années 1970. Il faut préciser que si la plus grande partie des IDE est dirigée vers quelques pays riches en ressources naturelles, les différentes régions de l'ASS attirent ces IDE de manière relativement équilibrée (Bobbo, 2018).

Malgré cette hausse d'entrées d'IDE, la plupart des pays d'ASS souffrent d'une croissance économique fragile (Arbache et Page, 2009) et d'une pauvreté importante (FMI, 2011) et peinent encore dans la voie du rattrapage des pays développés. D'où des résultats controversés selon les auteurs des effets des IDE sur la croissance économique dans les pays d'ASS : des effets positifs selon Ndikumana et Verick (2008), Gohou et Soumaré (2012), Asiedu et Gyimah-Brempong (2008), Esso (2010), Otchere et al. (2016) *versus* des effets non significatifs ou négatifs selon De Mello, (1999), Akinlo, (2004), Ahmed et al. (2007), Kose et al. (2009), Anyanwu (2014)...

L'un des principaux arguments avancés dans la littérature pour expliquer une telle divergence est qu'il existe certaines caractéristiques propres aux pays d'ASS, comme la qualité des institutions ou la stabilité politique (Sachs et Sievers, 1998 ; Arndt, McKay et Tarp, 2016). L'ASS constitue l'une des régions du monde où une grande partie des Etats sont politiquement instables en raison de la forte incidence

¹ Même s'ils ont un peu reculé de 21% par rapport à 2016 selon le rapport de la CNUCED (2018).

des guerres, des interventions militaires dans la politique et des conflits ethniques et religieux (Dupasquier et Osakwe, 2006; Abu et al., 2015).

Notons que de nombreux auteurs se sont intéressés aux interrelations pouvant exister entre le risque ou l'instabilité politique et les investissements étrangers comme entre l'instabilité politique et la croissance économique. On peut citer les travaux de Busse et Hefeker (2007), Daude et Stein (2007), Alfaro et al. (2008) et Javorcik et Wei (2009) qui ont mis en exergue les effets défavorables de l'instabilité politique sur les IDE, et ceux de Barro (1991), Alesina et al. (2003) et Aisen et Veiga (2013) qui montrent que l'instabilité politique a des effets dommageables sur la croissance économique. Par contre, certains auteurs n'ont trouvé aucun lien significatif et soutiennent que les variables politiques et institutionnelles ne constituent pas des déterminants importants pour l'attrait des investissements étrangers (Wheeler et Mody, 1992; Campos et Nugent, 2003; Blonigen et Piger, 2014). Des auteurs comme Guidolin et La Ferrara (2007) vont même plus loin en soulignant que certaines entreprises étrangères trouvent particulièrement avantageux d'investir pendant les périodes d'instabilité politique. Ce fut le cas des sociétés minières titulaires de diamant opérant en Angola et en République démocratique du Congo et le cas de la société Shell au Nigeria qui ont pu tirer parti des périodes de forte instabilité politique en accédant aux matières premières à bas prix auprès des belligérants. De tels exemples soutiennent l'assertion selon laquelle l'effet de l'instabilité politique sur les IDE dépend largement du type d'IDE et varie sensiblement d'un secteur à l'autre (Burger et al., 2016). Toutefois, le manque de données fiables sur la ventilation des IDE par secteur rend difficile la réalisation de telles études dans le cas de la grande majorité des pays d'Afrique subsaharienne (MIGA, 2010).

Comme on peut le constater, un trait commun à tous ces travaux est qu'ils considèrent l'instabilité politique comme un facteur exogène qui détermine la croissance économique sans qu'elle soit elle-même influencée par les performances économiques. Or, le niveau de développement économique (le niveau de revenu par habitant) pourrait avoir un rôle important dans la réduction de l'instabilité politique. Par exemple, Mauro (1995) et Miljkovic et Rimal (2008) ont montré que les pays à faible niveau de revenu ont souvent tendance à être plus instable politiquement et les pays à niveau de revenu élevé ont tendance à une plus grande stabilité politique. Les enseignements tirés de la littérature en science politique corroborent ces résultats en suggérant que l'instabilité politique pourrait être déterminée de manière endogène (Gyimah-Brempong & Traynor, 1999). De plus, la plupart des études ont été consacrées aux relations soit entre l'instabilité politique et les IDE soit entre les IDE et la croissance économique, alors que les études qui analysent les liens entre ces trois variables sont plus rares. Une investigation de cette relation entre instabilité politique, IDE et croissance économique dans le cadre des pays d'ASS paraît de ce point de vue intéressante à entreprendre, et pourraient aider à hiérarchiser les politiques à implémenter.

L'objectif de cet article est en ce sens d'analyser, à partir des techniques de données de panel, les conséquences de l'interaction entre l'instabilité politique et les IDE sur la croissance économique dans les pays d'ASS. Notre étude diffère des investigations empiriques antérieures sur un certain nombre de points. Tout d'abord, nous fournissons un cadre conceptuel dans lequel nous explorons la question de la simultanéité dans la relation instabilité politique, IDE et croissance économique, et ce afin de prendre en compte les interactions pouvant exister entre les variables étudiées². Deuxièmement, l'estimation d'un modèle à équations simultanées nous

² Ce que les modélisations de type linéaire, utilisées dans la plupart des études, ne peuvent pas faire.

permet d'une part d'identifier les facteurs susceptibles d'expliquer l'instabilité politique et, d'autre part d'explorer les canaux directs et indirects par lesquels l'instabilité politique affecte la croissance économique. Troisièmement, nous utilisons la méthode en composantes principales pour construire une mesure plus globale de l'instabilité politique plutôt que les indicateurs pris couramment dans les études empiriques. L'utilisation de techniques de panel nous permet de corriger les effets-pays corrélés avec les régresseurs ainsi que d'explorer la dynamique de la relation.

Le travail est organisé comme suit. La section 1 procède à une revue de la littérature sur les liens entre instabilité politique, investissement direct étranger et croissance économique. La section 2 décrit les données et expose quelques faits stylisés. La section 3 présente la méthodologie. La section 4 discute des résultats des estimations économétriques. La conclusion fait ressortir les principaux résultats et les recommandations de politiques économiques.

1. REVUE DE LITTÉRATURE

La relation entre IDE et croissance économique a connu un vif intérêt aussi bien dans la littérature théorique qu'empirique. Même si la plupart des études concluent à l'existence d'une relation positive entre les IDE et la croissance, une littérature indique que l'effet des IDE sur la croissance économique dépend des caractéristiques propres du pays d'accueil et du fait que le pays dispose d'un niveau minimal de capacité d'absorption qui lui permettra d'exploiter les retombées des IDE³. Ainsi, les conditions locales peuvent non seulement attirer les flux de capitaux étrangers, mais jouer également un rôle clé dans l'effet de croissance des IDE dans les pays en développement (Alguacil et al., 2011).

Nous mettons l'accent dans ce qui suit sur le concept d'instabilité politique, son influence sur la croissance économique et les IDE et sa prise en compte dans l'analyse de la relation entre les deux variables.

1.1. Mesure de l'instabilité politique

L'instabilité ou le risque politiques sont considérés comme des concepts composites, donc difficiles à définir, à cerner sous toutes ses formes et à quantifier (Burger et al., 2016). Dans la littérature économique leur mesure est liée aux troubles politiques, aux changements violents de pouvoir politique mais aussi aux changements dans le pouvoir exécutif à travers les formes légales (constitutionnelles) (Alesina et al., 1996 ; Fosu, 1992 ; Barro, 1991).

Selon une première définition proposée par Lipset (1959), l'instabilité politique est tout simplement le contraire de la stabilité politique. Miljkovic et Rimal (2008) considèrent un changement de gouvernement comme signe d'instabilité politique. Cette définition signifie que l'instabilité politique est la non-persistance dans la

³ Entre autres, nous pouvons citer Hermes et Lensink (2003), Alfaro et al. (2010) et Otchere et al. (2016) qui soulignent le rôle important de l'interaction entre le développement du système financier et l'investissement direct étranger dans la croissance économique ; Balasubramanyam et al. (1996) et Otchere et al. (2016) qui considèrent l'ouverture commerciale comme une pré-condition afin que les IDE influencent positivement la croissance économique ; Adams et Opoku (2015) qui trouvent que les IDE et le respect des réglementations n'ont pas d'effets significatifs pris séparément, mais que leur interaction devient positive et significative sur la croissance économique. Bengoa et Sanchez-Robles (2003) et Azman-Saini et al. (2010) quant à eux ont trouvé que l'effet de l'IDE sur la croissance est non significatif sans l'interaction entre l'IDE et l'indice de liberté économique construit à partir de la base de données de Fraser Institute. La présence et la qualité des infrastructures semblent également être considérées comme une condition afin que les IDE activent la croissance économique (Asiedu, 2002 ; Kinda, 2008)...

forme de gouvernement, peu importe le type de règles. Selon Butkiewicz et Yanikkaya (2006), les mesures les plus fréquemment utilisées pour analyser les conséquences politiques de l'instabilité sont classées en trois catégories : la stabilité du gouvernement, l'agitation sociale/stabilité et la violence politique.

De façon large, l'instabilité sociopolitique se présente sous trois formes (Gupta, 1991) : l'instabilité d'élite ou de l'exécutif qui englobe les coups d'Etat, les changements et crises de gouvernement, l'instabilité de masse qui correspond aux mouvements sociaux tels que les grèves, les manifestations ou les émeutes, enfin l'instabilité armée ou violente prenant en compte la guerre civile et les guérillas et toute action politique violente. En examinant chacune de ces trois formes d'instabilité, nous avons porté notre choix sur la troisième dimension de l'instabilité en ce sens que c'est la cause la plus aigüe de l'instabilité politique dans les pays d'Afrique subsaharienne. En effet, selon l'indice des conflits et de la violence politique construit par Maplecroft⁴, en 2014, 5 pays d'Afrique subsaharienne sont classés dans la catégorie des pays à risque extrême de violence politique et 10 pays sont à risque élevé. De même, la carte des risques politiques de Marsh (2015) montre que 14 des principaux points chauds politiques en 2015 dans le monde se situent en ASS. De surcroît, sur la période 1975-2015, la région la plus perturbée politiquement était l'Afrique subsaharienne, avec 1814 événements d'instabilité politique, représentant 35% du total mondial (CNTS⁵, 2015).

1.2. Lien entre instabilité politique et croissance économique

Une littérature tend à montrer que l'instabilité politique est associée à des médiocres performances en termes de croissance économique (Chen et Feng, 1996; Jong-a-Pin, 2009; Klomp et De Haan, 2009; Aisen et Veiga, 2013 ; Barro, 1991). Mankiw (1995) soutient que l'instabilité politique, mesurée par la fréquence des révolutions, des coups d'Etat ou des guerres, est inversement associée à la croissance économique. De tels résultats ont été également trouvés par Alesina et al. (1996) et Persson et Tabellini (1999). Collier et al. (2003) soulignent que la guerre civile entraîne une baisse de la production nationale en empêchant l'activité économique, en détournant les infrastructures et le capital physique, mais également en détournant les ressources vers des secteurs non productifs comme les dépenses militaires.

Abu et al. (2015) examinent la relation entre la corruption, l'instabilité politique et le développement économique dans les pays de CEDEAO sur la période 1996-2012 en utilisant un modèle à correction d'erreur. Les résultats révèlent l'existence d'une relation de causalité entre l'instabilité politique et le développement économique à court terme. Un tel résultat a été également obtenu par Okafor (2017) sur le même échantillon de pays de la CEDEAO.

Dans l'ouvrage de Arndt, McKay et Tarp (2016), l'importance pour le développement économique et social de la stabilité politique et de la prévention des conflits est bien reconnue dans les expériences de la Côte d'Ivoire (Cogneau, Hounghbedji, Mesplé-Somps, chap. 14) et de Madagascar (Stifel, Razafimanantena et Rakotomanana, chap. 16). Selon les auteurs, dans quatorze pays sur les seize pays d'Afrique subsaharienne représentant près des trois quarts de la population, la stabilité politique se présente comme une condition préalable à la stimulation de la croissance et à la réduction de la pauvreté.

⁴ Maplecroft est une société mondiale de conseil en risques et stratégie basée à Bath, au Royaume-Uni. Son travail consiste notamment à analyser les principaux risques politiques, économiques, sociaux et environnementaux affectant les entreprises et les investisseurs mondiaux.

⁵ *Cross-National Time Series data set*. Cette base de données a été l'œuvre d'Arthur Banks en 1979.

1.3. La relation entre IDE et instabilité politique

Sachs et Sievers (1998) affirment que la stabilité politique est l'un des plus importants déterminants des IDE en Afrique. Les travaux de Busse et Hefeker (2007), Daude et Stein (2007), Alfaro et al. (2008) et Anyanwu et Yameogo (2015) ont également montré qu'il existe une relation négative et statistiquement significative entre les IDE et l'instabilité politique. Rogoff et Reinhart (2003) ont eux montré qu'il existe une relation négative entre les IDE et les conflits en Afrique. Gouenet (2016), sur une étude portant sur le Cameroun sur la période 1960-2002, trouve aussi que l'indicateur de risque d'instabilité sociopolitique exerce un effet négatif sur les flux entrants d'IDE. D'autres auteurs cependant ne trouvent aucun lien entre les institutions politiques et l'attraction des IDE (Wheeler et Mody, 1992; Noorbakhsh et al., 2001; Blonigen et Piger, 2014), voire même décèlent un lien positif (Campos et Nugent, 2003).

La littérature tend toutefois à s'accorder sur le fait que le risque d'instabilité politique crée un environnement défavorable et augmente l'incertitude, ce qui réduit l'impact que peuvent avoir les investissements étrangers sur la croissance.

1.4. Instabilité politique, IDE et croissance économique

Une question mérite d'être approfondie sur le plan empirique : comment l'instabilité politique joue sur la relation entre IDE et croissance économique? De nombreux arguments ont été avancés pour montrer que l'instabilité politique augmente l'incertitude de l'environnement dans lequel les IDE ont lieu, et par conséquent diminue l'incitation des sociétés transnationales ou multinationales à investir. A ce titre, elle réduit à la fois le volume des IDE et leur efficacité. De plus, les pays d'ASS souffrant d'instabilité politique sont généralement caractérisés par des infrastructures insuffisantes et détériorées, un faible niveau de développement humain et une mauvaise gouvernance. Par contre, de bonnes institutions caractérisées par un climat politique stable pourraient garantir une allocation plus efficace des facteurs, permettre d'investir dans des activités à plus haut rendement, réduire l'incertitude, favoriser la convergence entre les rendements privés et sociaux et faciliter la coordination entre les agents économiques.

Toutefois, il importe de signaler qu'un nombre très limité de travaux empiriques s'est intéressé à la prise en compte des facteurs institutionnels et plus spécifiquement de l'instabilité politique pour explorer comment elles conditionnent l'effet des IDE sur la croissance (Durham, 2004; Busse et Groizard, 2008; Farole et Winkler, 2012; Jude et Levieuge, 2017; Williams, 2017).

Par exemple, les résultats des travaux de Jude et Levieuge (2017) révèlent que la qualité institutionnelle module l'effet des IDE sur la croissance économique dans les pays en développement. Il ressort des résultats que les IDE pris isolément n'ont pas d'impact significatif sur la croissance et qu'il existe un niveau minimum de qualité institutionnelle au-delà duquel la relation entre IDE et croissance devient significative et positive. Les auteurs soulignent ainsi l'importance de la non-linéarité dans l'analyse de la relation IDE-croissance. L'une des recommandations en termes de politique économique des auteurs est que toute réforme dans le domaine de la responsabilité démocratique, de la qualité de la bureaucratie, des variables de risque politique (notamment les tensions ethniques et la présence des militaires en politique) est susceptible d'entraîner un plus grand effet des IDE sur la croissance économique.

Williams (2017), quant à lui, intègre l'instabilité politique à l'analyse de l'impact des IDE sur la croissance. L'étude porte sur un échantillon de 68 pays en développement sur la période 1975-2005. L'auteur utilise plusieurs indicateurs d'instabilité

réunis en trois dimensions afin d'étudier si les IDE et la croissance économique réagissent différemment à l'instabilité politique. En outre, l'auteur cherche à savoir si l'instabilité politique affecte la croissance et les IDE en ASS différemment comparativement aux autres régions en développement. Les résultats montrent que l'instabilité d'un régime réduit la croissance et de manière significative les entrées d'IDE. L'auteur aboutit également à la conclusion que l'effet de l'instabilité politique dans ses différentes dimensions sur la croissance et l'IDE n'est pas différent en ASS par rapport aux autres régions.

Williams (2017) se limite à spécifier un système à deux équations (à savoir une équation des IDE et une de la croissance économique) et considère l'instabilité politique comme un facteur exogène. De manière générale, un trait commun aux travaux présents dans la littérature est de considérer l'instabilité politique comme un facteur qui détermine la croissance économique sans qu'elle soit elle-même influencée par le développement et les performances économiques. L'apport de notre étude est justement d'introduire une équation pour expliquer également l'instabilité politique, à l'instar de la littérature en science politique (Gyimah-Brempong et Traynor, 1999).

2. PRÉSENTATION DE L'INDICE DE RISQUE D'INSTABILITÉ POLITIQUE

Cette étude s'appuie sur des données de panel non cylindrées provenant de 31 pays d'Afrique subsaharienne (voir tableau A-1 en annexe) pour la période 1984-2015. Le choix de cette période se justifie par le fait que les données issues d'*International Country Risk Guide* (ICRG) sur les variables de risque politique ne sont pas disponibles avant 1984. Les pays ont été également sélectionnés en fonction de la disponibilité des données relatives aux différentes variables considérées provenant des indicateurs du développement dans le monde (*World Development Indicators*) de la Banque mondiale.

Pour capter l'effet du risque politique, à l'instar des travaux formalisés qui retiennent cette variable (Busse et Hefeker, 2007 ; Alfaro et al., 2008 ; Asiedu et Lien, 2011 ; Méon et Sekkat, 2012 ; Burger et al., 2016), nous nous sommes appuyés sur la base de données du Guide International du Risque Pays produite par le « *Political Risk Service Group* » (PRS Group). Quelles que soient les réserves méthodologiques et statistiques que l'on peut émettre à l'encontre de ces indicateurs, ils sont particulièrement suivis par les investisseurs étrangers et les organismes de conseil. L'avantage principal de ces données par rapport à d'autres indicateurs de risque politique réside dans leur disponibilité sur une période relativement longue (1984-2015) et permettant ainsi d'analyser leur influence sur les IDE et la croissance économique.

A la suite des travaux empiriques de Alesina et al. (1996), Alesina et Perotti (1996) et Barro (1991), nous avons mis l'accent sur certains aspects du risque politique comme les conflits internes, la stabilité gouvernementale, les tensions religieuses, les conflits externes, les tensions ethniques et l'implication des militaires dans la politique⁶. Ces variables mesurant l'instabilité politique au sein d'un pays sont notées sur des échelles variables, une note élevée indiquant un meilleur climat politique (voir tableau A-3 en annexe pour la composition et l'échelle de notation

⁶ Pour être en cohérence avec l'objectif de notre étude, nous avons choisi seulement les six composantes qui sont considérées comme traduisant un degré de vulnérabilité et susceptibles de provoquer une grave instabilité politique dans un pays (Saha et Yap, 2014). Les variables telles que les conditions socioéconomiques, le profil des investissements, la corruption, le respect des textes et lois juridiques, la conduite de la démocratie et la qualité bureaucratique font référence principalement au climat des affaires qui peut se révéler persuasif ou dissuasif pour la décision d'entreprendre une activité économique mais pas être en tant que tel la cause d'une instabilité politique chronique.

des indicateurs). Nous avons normalisé ces indicateurs sur une échelle de 0 à 10 afin de pouvoir comparer ces données et les utiliser ensuite pour produire un indice agrégé.

Utiliser ces six indicateurs à la fois dans l'analyse peut causer des problèmes de multicolinéarité car ils pourraient être fortement corrélés. Il y a aussi un risque de suridentification dû au nombre élevé de coefficients à estimer. En revanche, utiliser chacune de ces six variables pourrait conduire à un biais d'omission de variables (Keho, 2012). Une solution pour arbitrer entre ces problèmes est de créer un indicateur synthétique avec des poids spécifiques à l'instar de l'indice du développement humain (IDH) publié régulièrement par le PNUD. Evidemment, une telle approche se heurte à la question du choix des pondérations à accorder à chaque variable. Afin d'éviter toute subjectivité dans la définition de ces poids, nous recourons, à l'instar des travaux de Buchanan et al. (2012), Keho (2012) et Globerman et Shapiro (2002), à une analyse en composantes principales (ACP). Cette méthode d'analyse factorielle multidimensionnelle des données permet de résumer la structure d'un ensemble de variables quantitatives au moyen de facteurs. Nous ne développerons pas ici les aspects techniques de cette méthode, bien connue⁷.

Tableau 1. Moyennes des variables de risque politique dans les pays d'Afrique subsaharienne

| | 1984-2000 | 2001-2014 | 1984-2014 |
|--|-----------|-----------|-----------|
| Stabilité des gouvernements | 4,19 | 5,90 | 5,21 |
| Conflits internes | 5,21 | 5,48 | 5,23 |
| Conflits externes | 5,94 | 6,88 | 6,44 |
| Militaires en politique | 3,83 | 4,41 | 4,26 |
| Tensions religieuses | 5,90 | 6,20 | 6,17 |
| Tensions ethniques | 4,20 | 4,74 | 4,55 |
| Indice agrégé d'instabilité politique (1984-2014) : 5,92 | | | |

Source : Nos calculs à partir des données du Guide International du risque pays.

Tableau 2. Moyennes des variables de risque politique en Asie de l'Est

| | 1984-2000 | 2001-2014 | 1984-2014 |
|--|-----------|-----------|-----------|
| Stabilité des gouvernements | 5,22 | 6,89 | 6,18 |
| Conflits internes | 7,46 | 7,74 | 7,67 |
| Conflits externes | 6,71 | 7,50 | 7,18 |
| Militaires en politique | 5,69 | 8,56 | 7,12 |
| Tensions religieuses | 6,71 | 7,43 | 7,06 |
| Tensions ethniques | 6,42 | 7,90 | 7,17 |
| Indice agrégé d'instabilité politique (1984-2014) : 7,01 | | | |

Le panel de l'Asie de l'Est est composé des pays et territoires suivants : Chine, Hong Kong, Corée, Malaisie, Singapour, Thaïlande et Taiwan.

Source : nos calculs à partir des données du Guide international du risque pays.

Le tableau A-4 (en annexe) expose les résultats de l'analyse en composantes principales. Les résultats de notre ACP sont assez robustes. L'ACP vérifie les conditions de factorisation. L'indice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) qui mesure la qualité

⁷ Qui peuvent être trouvés par exemple dans Lebart L., Morineau A. et Piron M. (1995), *Statistique exploratoire multidimensionnelle*, Dunod ; Jambu M. (1999), *Méthodes de base de l'analyse des données*, Dunod. Disons simplement que l'ACP explique la structure de variance-covariance d'un ensemble de données à l'aide d'un nombre réduit de combinaisons linéaires des variables d'origine.

d'échantillonnage est de 0,781, ce qui est un bon indice⁸. Le test de sphéricité de Bartlett est très significatif⁹. Les résultats de ces deux tests sont consignés en annexe A-5 et fondent l'utilisation de l'analyse factorielle.

Il ressort de l'analyse que la première composante principale extrait 51,93% de la variance totale initiale; la seconde composante principale restitue 18,16% de la variance. Dans ces conditions, nous retenons les deux premières composantes car elles restituent ensemble 70,09% de la variance totale. Les pourcentages de variance expliquée par chacune de ces deux composantes sont utilisés pour obtenir les pondérations spécifiques servant au calcul de l'indice d'instabilité politique.

Le tableau 1 présente les moyennes par sous-périodes de ces variables désagrégées ainsi que les valeurs de l'indice agrégé d'instabilité politique construit sur la période 1984-2014. Par ailleurs, nous illustrons en guise de comparaison, l'évolution de ces indicateurs dans les pays d'Asie de l'Est. Comme le montre le tableau 1, la plupart des indicateurs dans les pays d'Afrique subsaharienne affiche des scores qui oscillent autour de 5, ce qui révèle leur faiblesse. Comparés aux pays d'Asie de l'Est, les pays d'Afrique subsaharienne connaissent dans l'ensemble un retard sensible. Les pays asiatiques ont enregistré des progrès remarquables en ce qui concerne l'amélioration des indicateurs du risque politique sur la période.

Comment l'indice agrégé d'instabilité politique (appelé *Polinst* par la suite) affecte-t-il les IDE et la croissance économique dans les pays d'ASS ?

3. MÉTHODOLOGIE

Nous décrivons d'abord la méthode d'estimation utilisée. Ensuite nous présentons la spécification des équations et le modèle permettant d'identifier les facteurs explicatifs de l'instabilité politique et d'analyser les interactions entre instabilité politique, IDE et croissance économique dans les pays d'ASS.

3.1. Méthode économétrique

Nous estimons un modèle à équations simultanées dynamiques afin de capter l'effet retardé des différentes variables dépendantes sur les variables expliquées (à savoir l'instabilité politique, les investissements directs étrangers et le taux de croissance économique du PIB réel par tête). Pour ce faire, notre système dynamique est estimé en utilisant d'abord la méthode des moments généralisés sur panel dynamique (GMM). La méthode GMM est retenue car elle permet de contrôler les effets spécifiques individuels et temporels et de pallier le problème d'endogénéité susceptible d'être attaché à certaines variables explicatives. En outre, cette méthode permet d'apporter des solutions aux problèmes de biais de simultanéité, de causalité inverse et de variables omises. Cette méthode respecte également les conditions d'orthogonalité qui existent entre la variable retardée endogène et le terme d'erreur. La consistance de l'estimateur GMM repose sur la validité des hypothèses suivantes : (i) les instruments sont bien valides et (ii) les termes d'erreur ne sont pas autocorrélés. Pour tester la validité des variables retardées comme instruments, Arellano et Bond (1991), Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998) proposent le test de suridentification de Sargan/Hansen. Pour vérifier l'hypothèse de non corrélation des termes d'erreur, ces mêmes auteurs suggèrent un test d'autocorrélation de second ordre, car par construction le terme d'erreur en différence

⁸ Kaiser a suggéré une graduation utilisant les points de référence suivants : inacceptable en dessous de 0,5 ; médiocre entre 0,5 et 0,6 ; moyen entre 0,6 et 0,7 ; bien entre 0,7 et 0,8 ; très bien entre 0,8 et 0,9 ; excellent au-delà de 0,9.

⁹ Le test est très significatif s'il tend vers 0, significatif s'il est inférieur à 0,05, acceptable entre 0,05 et 0,10, et non significatif au-dessus de 0,10.

première est corrélé au premier ordre, mais il ne doit pas l'être au second ordre. Il existe deux principaux types d'estimateurs GMM en panel dynamique à savoir l'estimateur GMM en première différence et l'estimateur GMM en système. Blundel et Bond (1998) ont montré à travers des simulations de Monte Carlo que le second est plus performant que le premier, qui fournit des résultats biaisés sur des échantillons finis quand les instruments sont faibles. Ce qui nous conduit à retenir l'estimateur GMM en système.

Ensuite, afin d'analyser la robustesse des résultats, nous avons recouru à l'estimateur des triples moindres carrés (3SLS). Plusieurs raisons militent en faveur du choix de cette technique. Premièrement, c'est la méthode adaptée au cas de panels non cylindrés comme c'est le cas ici. Deuxièmement, cette méthode permet de prendre en compte les problèmes d'endogénéité et permet de réduire au maximum les problèmes d'hétéroscédasticité. La méthode des 3SLS est un estimateur approprié pour tester des systèmes d'équations de manière plus robuste. Les 3SLS sont plus efficaces que les 2SLS et le GMM de type Arrelano et Bond car ils permettent de se prémunir contre le biais de simultanéité¹⁰. En outre, Greene (2005) montre que parmi tous les estimateurs de variables instrumentales, l'estimateur des triples moindres carrés est asymptotiquement efficace. Cette méthode des triples moindres carrés consiste d'abord à estimer chaque équation par les doubles moindres carrés (ou les variables instrumentales) puis à utiliser les résidus de cette première étape pour estimer la liaison entre les aléas des différentes équations et utilise enfin les moindres carrés généralisés (MCG) pour estimer globalement l'ensemble du modèle en tenant compte de cette information.

3.2. Spécification des modèles

A l'instar des travaux de Gyimah-Brempong et Traynor (1999), nous traitons l'instabilité politique et la croissance économique comme étant conjointement endogènes.

Première équation : l'instabilité politique

Suivant la littérature, notre équation représentant l'instabilité politique est spécifiée comme suit :

$$Polinst_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Polinst_{i,t-1} + \alpha_2 g_{i,t} + \alpha_3 Y_{i,t-1} + \alpha_4 X_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

où i représente le pays, t la dimension temporelle, $Polinst$ représente l'indicateur agrégé de l'instabilité politique. Nous avons introduit une forme autorégressive avec $Polinst_{t-1}$ en faisant l'hypothèse que les variables explicatives retenues présentent aussi une action retardée. g est le taux de croissance du PIB réel par tête. Toutes choses égales par ailleurs, une croissance économique plus rapide devrait militer en faveur d'une plus grande stabilité politique. Y_{t-1} représente le logarithme du revenu réel par habitant retardé. Nous avons retenu cette variable puisque le niveau de développement d'un pays est susceptible d'influencer le niveau d'instabilité politique et ne manifeste ses premiers effets qu'avec un certain retard. X est un vecteur de variables de contrôle censé influencer sur l'instabilité politique. η_i représente l'effet spécifique individuel qui peut être fixe ou aléatoire, μ_t l'effet spécifique temporel et $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur du modèle.

Le vecteur X inclut différentes variables explicatives (voir leur définition dans le tableau A-2 en annexe).

¹⁰ La méthode GMM a des limites en termes de biais de simultanéité et Holtz-Eakin et al. (1988) proposent d'utiliser les triples moindres carrés (3SLS).

Le taux d'inflation (Infl). L'inflation est un indicateur de stabilité macroéconomique et permet de contrôler l'effet de l'incertitude économique sur l'instabilité politique. De plus, un meilleur contrôle de l'inflation peut améliorer la crédibilité du gouvernement, et donc réduire la probabilité d'instabilité politique. A titre d'exemple, les émeutes récentes en Tunisie, en Égypte et dans d'autres pays africains sont en partie attribuables aux taux élevés d'inflation qui ont endommagé le pouvoir d'achat et sapé la confiance de la population envers leur gouvernement respectif. Dans la littérature, les travaux de Paldam (1987) ont montré qu'il existe une forte causalité entre l'inflation et l'instabilité politique. Un signe positif est donc attendu.

Le taux de mortalité infantile (pour 1000 naissances vivantes) (Mort). A l'instar des travaux de Goldstone et al. (2010), nous utilisons le taux de mortalité infantile comme mesure de la qualité du niveau de vie. Selon ces auteurs, cette variable est l'un des meilleurs déterminants de l'instabilité politique. Son signe devrait être positif.

Le stock de capital humain mesuré par le taux brut de scolarisation dans le secondaire (tss). L'effet attendu de cette variable sur la probabilité d'instabilité politique est ambigu (Xu, 2011). Dans la mesure où cette variable mesure l'accessibilité à l'enseignement et peut être considérée comme un indicateur du niveau d'éducation dans un pays, on peut s'attendre à ce qu'elle ait un effet négatif sur la probabilité d'instabilité politique (Alesina et Perotti, 1996). A cet effet, une population éduquée pourrait être plus consciente des problèmes politiques ou socioéconomiques et donc mieux à même d'agir contre le gouvernement. En même temps, une population éduquée peut être plus susceptible qu'une population sans éducation de faire part de ses préoccupations par les voies politiques régulières avant d'adopter un comportement plus radical.

Les inégalités de revenus sont approximées par le *coefficient de Gini (ineg)* qui est couramment utilisée dans les études (Ncube et al. 2014). Un coefficient positif est attendu, puisque selon les travaux de Ortiz et Cummins (2011), Marshall et Cole (2011) et Ncube et al. (2014), des inégalités de revenus très prononcées sont une source d'instabilité et de conflits sociaux et politiques.

Une autre variable considérée est le *taux de croissance annuel de la population urbaine (Urb)*. L'effet attendu de cette variable sur l'instabilité politique reste ambigu. Selon Manarik (1984), la répartition des revenus tend à être moins équitable dans les zones urbaines, ce qui pourrait être source d'éventuels conflits entre les différentes classes sociales. En outre, en raison de la forte densité de la population dans les zones urbaines, il est plus facile d'organiser des manifestations contre le gouvernement. Auvinen (1997) et Annett (2000) soutiennent aussi qu'il est plus difficile pour le gouvernement de fournir des services de base dans des villes très peuplées, ce qui pourrait provoquer des mécontentements. Sur la base de ces arguments, on peut s'attendre à un effet positif de cette variable. Mais, à l'inverse, Collier et Hoeffler (2004) soutiennent que le taux d'urbanisation croît moins durant les périodes d'instabilité politique. Les gouvernements ont en général un meilleur service d'ordre dans les pays fortement urbanisés. Avec des taux d'urbanisation faibles, la population est dispersée et il est plus difficile pour le gouvernement de contenir les manifestations.

La dernière variable indépendante incluse dans l'équation est une variable institutionnelle. A la suite des travaux empiriques, nous retenons le *degré de démocratie (Demo)* selon la définition de l'ICRG. La démocratie confère aux différents acteurs de la société des élections libres et équitables, la possibilité d'exercer des pressions sur l'Etat voire de pouvoir le sanctionner. Par ailleurs, la littérature considère la démocratie comme une méta institution, c'est-à-dire une institution à partir de laquelle

se renforce la qualité des autres institutions dans un pays (Rodrik, 2000 ; Acemoglu, Johnson et Robinson, 2005). Ainsi, un coefficient négatif est attendu.

Deuxième équation : les IDE

Le but est ici d'évaluer comment l'instabilité politique affecte les IDE dans le contexte africain. Nous spécifions l'équation comme suit :

$$IDE_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 IDE_{i,t-1} + \phi_2 Polinst_{i,t} + \phi_3 Polinst_{i,t-1} + \phi_4 g_{i,t} + \phi_i X'_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

où IDE représente les entrées nettes d'investissements directs étrangers (en % du PIB). Nous avons inclus une variable retardée des IDE dans l'équation afin de rendre compte de l'effet retardé des variables explicatives et de la nature dynamique des IDE. *Polinst*, le degré d'instabilité politique à l'année même et à l'année précédente, est supposé moduler les entrées d'IDE. *X'* est un vecteur de variables de contrôle censé influencer sur les investissements directs étrangers. Il inclut les variables suivantes.

Le degré d'ouverture de l'économie (Ouv) est défini par la somme des exportations et des importations rapportée au PIB. Cette variable capte de manière générale la politique commerciale et pourrait influencer positivement l'entrée des IDE.

Le taux d'inflation (Infl). En tant qu'indicateur de stabilité macroéconomique, l'inflation rend compte de la qualité des politiques économiques mises en œuvre. Un signe négatif est attendu puisqu'un taux d'inflation élevé est susceptible d'avoir un effet néfaste sur les entrées d'IDE.

Le taux de croissance du PIB réel par tête (g). La croissance du marché et du revenu par habitant sont des déterminants importants de l'entrée d'IDE en Afrique subsaharienne. Un signe positif de ce coefficient est donc escompté.

Les investissements domestiques en % du PIB (Inv) sont mesurés par la formation brute de capital fixe, déduction faite des IDE. Cette variable comprend les investissements productifs et les investissements en infrastructure (Asiedu et Lien, 2011). Un coefficient positif est attendu.

Le taux de croissance de la population (pop). Cette variable représente d'une certaine manière l'évolution de la taille du marché potentiel pour les capitaux étrangers. Un coefficient positif est attendu.

Troisième équation : la croissance économique

Nous spécifions enfin une troisième équation dans laquelle le taux de croissance économique est expliqué séparément par les IDE et *Polinst*. Nous retenons aussi une quatrième équation prenant en compte un effet possible de l'interaction entre les IDE et l'instabilité politique.

$$g_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 IDE_{i,t} + \beta_3 Polinst_{i,t} + \beta_i X''_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$g_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 IDE_{i,t} + \beta_3 Polinst_{i,t} + \beta_4 IDE * Polinst_{i,t} + \beta_5 X''_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

X'' est un vecteur de variables de contrôle censé influencer sur la croissance économique. Il inclut quelques déterminants de la croissance couramment utilisés dans la littérature : le stock de capital humain, la formation brute de capital physique, un indicateur de développement financier, le degré d'ouverture de l'économie et le taux d'inflation.

Inv, tss, Ouv et *infl* ont déjà été définis précédemment.

Le développement financier (*Credsp*) est approximé par le crédit domestique au secteur privé en pourcentage du PIB. Plusieurs indicateurs de développement financier ont été utilisés dans les analyses empiriques analysant le lien entre la finance et le développement économique. Dans le cadre de cette étude, nous avons privilégié le crédit domestique au secteur privé. Il a l'avantage par rapport aux autres indicateurs (taux d'intérêt ou agrégats monétaires) de représenter le volume des fonds canalisés vers le secteur privé. Il apparaît également être l'indicateur le plus approprié pour l'ASS car le développement financier a lieu surtout dans le secteur bancaire.

Le modèle empirique

Finalement, le modèle à équations simultanées dynamiques que nous retenons se compose des trois équations (1, 2 et 3) :

$$\left\{ \begin{array}{l} Polinst_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Polinst_{i,t-1} + \alpha_2 g_{i,t} + \alpha_3 y_{i,t-1} + \alpha_4 Infl_{i,t} + \alpha_5 Mort_{i,t} \\ \quad + \alpha_6 tss_{i,t} + \alpha_7 ineg_{i,t} + \alpha_8 Urb_{i,t} + \alpha_9 Demo_{i,t} + \eta_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \\ IDE_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 IDE_{i,t-1} + \varphi_2 Polinst_{i,t} + \varphi_3 Polinst_{i,t-1} + \varphi_4 g_{i,t} + \varphi_5 Ouv_{i,t} \\ \quad + \varphi_6 Infl_{i,t} + \varphi_7 inv_{i,t} + \varphi_8 pop_{i,t} + \eta_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \\ g_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 y_{i,t-1} + \beta_2 IDE_{i,t} + \beta_3 Polinst_{i,t} + \beta_4 tss_{i,t} + \beta_5 inv_{i,t} + \beta_6 Credsp_{i,t} \\ \quad + \beta_7 Ouv_{i,t} + \beta_8 Infl_{i,t} + \eta_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \end{array} \right. \quad (5)$$

La description des variables retenues ainsi que leur source sont présentées au tableau A-2 en annexe.

A partir du modèle (5), on peut estimer l'effet total d'une hausse d'un point d'écart de l'instabilité politique sur la croissance économique au cours de la même période :

$$dg/dPolinst = \partial g/\partial Polinst + (\partial g/\partial IDE)(\partial IDE/\partial Polinst) = \beta_3 + \beta_2 \phi_2 \quad (6)$$

et de l'effet de l'instabilité politique en $t-1$ sur la croissance économique en t :

$$dg/dPolinst_{t-1} = \beta_2 \varphi_3 + \beta_3 \alpha_1 \quad (7)$$

Notons que cette relation entre instabilité politique et croissance économique ne représente pas l'effet multiplicateur total : est uniquement calculé dans les équations 6 et 7 l'effet que l'instabilité politique pourrait avoir sur la croissance économique quelle que soit la source de la variation de l'instabilité politique, c'est-à-dire sans tenir compte des effets en retour des variables à travers les différentes interdépendances du modèle.

Les variables utilisées pour estimer le modèle se présentent comme des moyennes sur des périodes de quatre années (1984-1987; 1988-1991; 1992-1995; 1996-1999; 2000-2003; 2004-2007; 2008-2011; 2012-2015) de manière à lisser les variations de court terme liées aux cycles conjoncturels.

Le tableau A-6 en annexe donne les statistiques descriptives des variables. Il montre que certains écarts types sont élevés. Il paraît donc utile de faire une transformation logarithmique des variables afin de normaliser les séries. Les variables sous forme logarithmique ont aussi l'avantage de donner une interprétation plus claire des coefficients en termes de variation.

Pour vérifier la présence de multicolinéarité, nous utilisons le test VIF (facteurs d'inflation des variances). Le tableau A-7 présente les résultats du test de multicolinéarité entre les différentes variables retenues dans chaque équation. Comme on

peut le constater, le test conclut dans l'ensemble à l'absence de multicollinéarité significative entre les variables.

Le tableau A-8 en annexe rapporte les résultats des tests de racine unitaire des différentes séries. Après normalisation des séries, les résultats montrent que toutes les variables sont stationnaires en niveau au sens de Fisher.

4. ÉVALUATION DES INTERACTIONS ENTRE INSTABILITÉ POLITIQUE, IDE ET CROISSANCE

4.1. Les résultats empiriques

Les résultats consignés dans le tableau 3 découlent d'une estimation à l'aide de la Méthode des Moments Généralisés en système à deux étapes¹¹, qui s'avère robuste pour tout type d'hétéroscédasticité (Asiedu et Lien, 2011). Ces résultats sont globalement significatifs et les tests valident les instruments utilisés : les statistiques du test de suridentification de Hansen et du test d'autocorrélation d'ordre 2 d'Arellano et Bond ne permettent pas de rejeter, respectivement, l'hypothèse de validité des instruments utilisés et l'hypothèse d'absence d'autocorrélation.

Plusieurs résultats émergent des estimations économétriques du modèle à équations simultanées. Dans l'équation de l'instabilité politique, on peut noter que le niveau de développement capté dans notre étude par le logarithme du revenu réel par habitant retardé (Y_{t-1}) affiche un coefficient négatif et est statistiquement significatif au seuil de 1%. Un tel résultat est conforme avec ceux trouvés par Alesina et al. (1996) et Siermann (1998). Il ressort qu'une hausse de 1% du PIB par habitant retardé amène une diminution du degré d'instabilité politique de 0,02%. En termes d'implications politiques, un tel résultat signifie que l'amélioration des conditions économiques dans les pays d'ASS peut progressivement instaurer un environnement politique plus stable.

Les résultats des estimations montrent également que le coefficient de la variable du taux de scolarisation brut dans le secondaire est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1%. Un tel résultat signifie que l'amélioration du niveau d'éducation dans les pays d'ASS paraît jouer un rôle important dans la promotion de la stabilité politique. Ce résultat est compatible avec ceux d'Alesina et Perotti (1996).

Le taux de croissance de la population urbaine agit positivement sur l'instabilité politique. Les populations dans les zones urbaines peuvent plus facilement se rassembler, défendre des positions et alimenter les tensions.

En ce qui concerne *Ineg*, son signe positif atteste que plus les sociétés sont inégales plus la probabilité d'avoir des événements d'instabilité politique augmente (Alesina et Perotti, 1996 ; Ortiz et Cummins, 2011 ; Marshall et Cole, 2011).

Le signe négatif du coefficient de la variable *Demo* est conforme avec les résultats de Blanco et Grier (2009). Ainsi, nous pouvons en déduire que pour les pays d'ASS considérés la démocratie aide à la stabilité politique. Les pays avec des régimes démocratiques forts tendent à moins souffrir d'instabilité politique.

Le modèle autorégressif (effet positif de $Polinst_{t-1}$) montre que les différentes variables explicatives jouent à la fois directement en t et avec des effets de retard sur l'instabilité politique.

Il ressort des résultats de l'équation des IDE que les coefficients de $Polinst_t$ et $Polinst_{t-1}$ affichent un signe négatif statistiquement significatif au seuil de 1%. Il apparaît donc que l'instabilité politique tend à avoir des effets répulsifs sur les investissements directs étrangers dans les pays d'ASS : une augmentation de 1% de l'ins-

¹¹ Toutes les estimations ont été réalisées avec la commande *xtabond2* développée par Roodman.

tabilité politique entraîne une diminution des IDE de l'ordre de 3,4% à la même période ; une augmentation de 1% de *Polinst* à la période précédente conduit à une diminution de 2,77% des IDE.

Tableau 3. Equations d'instabilité politique, d'IDE et de croissance : estimateur GMM en système sur panel dynamique

| | Coefficient | Std. Error | Z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|---|---------------|------------|--------|-------|----------------------|------------|
| <i>Variable dépendante : Instabilité politique (Polinst)</i> | | | | | | |
| <i>Polinst</i> _{t-1} | 0,681099 | 0,0576648 | 11,81 | 0,000 | 0,5680781 | 0,79412 |
| <i>g</i> | 0,0325414 | 0,0237841 | 1,37 | 0,171 | -0,0140747 | 0,0791575 |
| <i>Y</i> _{t-1} | -0,0231582 | 0,0081623 | -2,84 | 0,005 | -0,039156 | -0,0071603 |
| <i>Infl</i> | 0,0000236 | 0,0000365 | 0,65 | 0,518 | -0,0000479 | 0,0000951 |
| <i>Mort</i> | 0,003235 | 0,0018459 | 1,75 | 0,080 | -0,0003828 | 0,0068528 |
| <i>tss</i> | -0,0133081 | 0,0022399 | -5,94 | 0,000 | -0,0176981 | -0,008918 |
| <i>Ineg</i> | 0,0327906 | 0,0048973 | 6,70 | 0,000 | 0,0231921 | 0,0423892 |
| <i>Urb</i> | 0,0073511 | 0,003016 | 2,44 | 0,015 | 0,0014398 | 0,0132624 |
| <i>Demo</i> | -0,1739699 | 0,079255 | -2,20 | 0,028 | -0,3293069 | -0,018633 |
| <i>Constante</i> | 0,0781513 | 0,533864 | 0,15 | 0,884 | -0,9682029 | 1,124506 |
| <i>AR2 (p-value)</i> | 0,78 (0,436) | | | | | |
| <i>Hansen J test (p-value)</i> | 25,79 (1,000) | | | | | |
| <i>Variable dépendante : Investissement Direct étranger (IDE)</i> | | | | | | |
| <i>IDE</i> _{t-1} | 0,4144092 | 0,0181631 | 22,82 | 0,000 | 0,3788101 | 0,4500083 |
| <i>Polinst</i> | -3,453206 | 0,7127701 | -4,84 | 0,000 | -4,85021 | -2,056202 |
| <i>Polinst</i> _{t-1} | -2,770089 | 0,1357917 | -20,40 | 0,000 | -3,036236 | -2,503942 |
| <i>Ouv</i> | 0,0708949 | 0,0026272 | 26,99 | 0,000 | 0,0657457 | 0,076044 |
| <i>Infl</i> | -0,0017589 | 0,0020681 | -0,85 | 0,395 | -0,0058123 | 0,0022945 |
| <i>g</i> | 0,4378124 | 0,0268269 | 16,32 | 0,000 | 0,3852326 | 0,4903923 |
| <i>Inv</i> | 0,0068853 | 0,0252288 | 0,27 | 0,785 | -0,0425622 | 0,0563328 |
| <i>pop</i> | 2,802964 | 0,2367533 | 11,84 | 0,000 | 2,338936 | 3,266992 |
| <i>Constante</i> | -2,281043 | 1,430479 | -1,59 | 0,111 | -5,08473 | 0,522644 |
| <i>AR2 (p-value)</i> | -0,48 (0,632) | | | | | |
| <i>Hansen J test (p-value)</i> | 21,19 (0,326) | | | | | |
| <i>Variable dépendante : Taux de croissance économique (g)</i> | | | | | | |
| <i>Y</i> _{t-1} | -0,0692749 | 0,0119899 | -5,78 | 0,000 | -0,0927747 | -0,0457751 |
| <i>IDE</i> | 0,328334 | 0,0185262 | 17,72 | 0,000 | 0,2920234 | 0,3646446 |
| <i>Ouv</i> | -0,0457167 | 0,0015421 | -29,65 | 0,000 | -0,0487391 | -0,0426943 |
| <i>Infl</i> | -0,000827 | 0,0000276 | -29,93 | 0,000 | -0,0008811 | -0,0007728 |
| <i>tss</i> | 0,0329242 | 0,0079207 | 4,16 | 0,000 | 0,0173999 | 0,0484485 |
| <i>Inv</i> | 0,0572194 | 0,0177188 | 3,23 | 0,001 | 0,0224913 | 0,0919476 |
| <i>Credsp</i> | 0,033229 | 0,0172479 | 1,93 | 0,054 | -0,0005762 | 0,0670343 |
| <i>Polinst</i> | -0,3278203 | 0,1731568 | -1,89 | 0,058 | -0,6672013 | 0,0115607 |
| <i>Constante</i> | -3,871301 | 0,8416073 | -4,60 | 0,000 | -5,52082 | -2,221781 |
| <i>AR2 (p-value)</i> | 1,52 (0,128) | | | | | |
| <i>Hansen J test (p-value)</i> | 23,82 (1,000) | | | | | |

Note : La statistique AR2 représente le test d'autocorrélation d'ordre 2. Les valeurs ainsi que les p-value montrent une absence d'autocorrélation d'ordre 2. Bien que les statistiques AR1 ne soient pas présentées ici, elles valident l'hypothèse d'autocorrélation à l'ordre 1 des termes d'erreur. J-test est le test de suridentification de Hansen. Le test de Hansen ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de validité des instruments. Source : Estimation de l'auteur.

Le coefficient positif et significatif de g valide l'hypothèse selon laquelle les pays dont la croissance économique est relativement plus élevée vont attirer davantage d'IDE. Ce résultat est compatible avec ceux trouvés par Krugell (2005), Onyeiwu et Shrestha (2004) et Nsiah et Wu (2004) sur des échantillons de pays africains.

Les résultats suggèrent aussi que les réformes visant une plus grande ouverture sur l'extérieur (variable Ouv) seraient favorables à l'entrée des IDE.

Le coefficient positif de pop suggère que les multinationales pourraient considérer la croissance de la population comme un facteur pouvant intervenir dans leur décision d'investir dans un pays (Aziz et Makkawi, 2012). Le coefficient des investissements directs étrangers retardé dans l'équation des IDE affiche aussi un coefficient de signe positif et est statistiquement significatif au seuil de 1%. Ce résultat indique l'existence d'un effet avec retard des différentes variables explicatives $Polinst, g, Ouv$ et pop .

A l'examen des résultats de l'équation de croissance, nous constatons que le coefficient du PIB initial par tête a un signe négatif statistiquement significatif, montrant l'existence d'un phénomène de convergence conditionnelle entre les pays d'ASS considérés. L'instabilité politique affiche un coefficient négatif significativement différent de zéro au seuil de 10%. Une hausse de 1% de l'instabilité politique provoque une diminution de la croissance économique de 0,32%. Cet effet est relativement important étant donné que le taux de croissance moyen du PIB par habitant en Afrique subsaharienne au cours de la période d'étude est dans son ensemble seulement de 0,94%, même si les différences entre les pays sont fortes (voir tableau A-6). Ce résultat rejoint de manière générale ceux de Barro (1991), Alesina et al. (2003) et Aisen et Veiga (2013). Par ailleurs, les IDE paraissent jouer un rôle important dans la stimulation de la croissance économique des pays d'ASS (Aizenman et al. 2013 ; Adamu et Oriakhi, 2013 ; Seyoum et al. 2015 ; Gui-Diby, 2014 ; Chong et al. 2010 et Zghidi et al., 2016). De même, les coefficients du taux de scolarisation et des investissements domestiques affichent un signe positif attendu, significatif au seuil de 1%. Le crédit domestique au secteur privé est significatif au seuil de 10%. Il ressort également des résultats que le taux d'inflation exerce un effet négatif sur la croissance économique dans les pays d'ASS.

L'ouverture commerciale exerce un effet négatif sur la croissance économique. Un tel résultat peut être discuté car cet effet direct de Ouv doit être mis en rapport avec ses effets indirects qui montrent que, d'après les autres équations, l'ouverture favorise les IDE et donc la croissance. Il n'empêche, d'après cette équation, que le résultat vient apparemment conforter celui qui est soutenu par la CNUCED (2010) et les théoriciens de la dépendance. Selon la CNUCED, l'ouverture commerciale a exposé les industries locales des pays moins avancés (PMA) à une concurrence à laquelle elles étaient mal préparées. En conséquence, de vastes pans du secteur manufacturier ont disparu ces vingt dernières années en Afrique (Ondoa, 2013) et au lieu de réduire leurs vulnérabilités structurelles, la libéralisation du commerce les a accentuées. En bref, cette libéralisation était prématurée dans les PMA, vu leur niveau de développement (CNUCED, 2010). De plus, la plupart des pays exportent des matières premières et importent des produits manufacturiers, ce qui sans politique de diversification peut empêcher la transformation structurelle des économies.

Au final, les effets négatifs et statistiquement significatifs de la valeur courante et retardée de l'instabilité politique dans l'équation des IDE combinés avec l'effet positif et significatif des IDE dans l'équation de croissance amènent à un impact négatif de l'instabilité politique sur la croissance économique via le canal des IDE. L'instabilité politique dans les pays d'ASS affecte la croissance économique de deux

manières : de façon directe comme dans l'équation (3) et de manière indirecte par son impact sur les niveaux, actuels et futurs, des IDE. L'effet total d'une hausse d'un point de l'instabilité politique sur la croissance économique au cours de la même période est égal à $dg/dPolinst = \beta_3 + \beta_2\phi_2 = -1,461$ qui se décompose comme suit : -0,328 (effet direct) et -1,134 (effet indirect à travers la réduction des IDE). L'impact inter-temporel de l'instabilité politique sur la croissance est égal à $dg/dPolinst_{i,t-1} = \beta_2\phi_3 + \beta_3\alpha_1 = -1,1325$. Ainsi, on peut en conclure que les études qui ne tiennent pas compte des effets indirects ont tendance à sous-estimer les effets de l'instabilité politique sur la croissance économique dans les pays d'ASS ou, du moins, à omettre les canaux par lesquels l'instabilité politique affecte la croissance économique.

4.2. Robustesse des résultats

Nous soumettons ces résultats à des tests de robustesse. Pour ce faire, nous avons recouru premièrement à l'estimateur des triples moindres carrés (3SLS). Les résultats sont donnés au tableau 4. Deuxièmement, nous testons la robustesse des résultats obtenus à travers l'estimation de l'équation (4) de croissance économique où est incluse une variable interactive $IDE * Polinst$ dans le but de capter l'effet de l'instabilité politique sur la relation IDE-croissance¹². Les résultats de l'estimation de l'équation (4) sont présentés dans le tableau 5. Les questions liées à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité qui se posent dans le modèle à équations simultanées ont été résolues par l'utilisation respective du test alternatif de Durbin-Watson, de Breusch-Godfrey et de White. Seuls les principaux résultats et enseignements à tirer sont exposés.

Les estimations entreprises par la méthode des triples moindres carrés confortent les résultats essentiels. Les coefficients des variables dans les différentes équations ont les signes attendus et sont statistiquement significatifs, à l'exception du taux de scolarisation dans l'équation d'instabilité politique, du taux de croissance de la population dans l'équation des IDE, du taux de scolarisation, du crédit au secteur privé ainsi que du degré d'ouverture économique, discuté auparavant, dans l'équation de croissance dont les coefficients apparaissent statistiquement non significatifs. Les résultats réaffirment l'effet pénalisant de l'instabilité politique sur la croissance économique dans les pays d'Afrique subsaharienne. L'effet total d'une hausse de 1% de l'instabilité politique réduit la croissance économique de -1,16% au cours de la période actuelle et de -1,23% au cours de la période antérieure.

Concernant le modèle avec la variable interactive (équation 4), les résultats issus des estimations économétriques donnés au tableau 5 soulignent le rôle crucial des IDE pour la croissance économique dans les pays d'Afrique subsaharienne. Les résultats montrent que le coefficient associé à l'indicateur d'instabilité politique $Polinst$ est négatif et statistiquement significatif au seuil de 10%. Les résultats montrent aussi que l'effet marginal associé au terme d'interaction $IDE * Polinst$ est négatif et statistiquement significatif. Ce résultat suggère ainsi que si les investissements

¹² Ce modèle de croissance a été testé dans le cadre d'un modèle à effets fixes. Pour la vérification de l'existence des effets fixes individuels nous avons mis en œuvre le test d'existence des effets spécifiques de Fisher dont l'hypothèse nulle repose sur l'homogénéité des effets individuels. Les statistiques calculées rejettent l'hypothèse nulle. Ainsi, la présence d'effets fixes individuels dans notre modèle est avérée. Nous avons par la suite cherché à savoir si ces effets ne sont pas en fait des effets aléatoires. Le test de Hausman indique que le modèle à effets fixes est la technique d'estimation optimale à utiliser.

directs étrangers ont tendance à influencer positivement la croissance économique, l'instabilité politique contribue à atténuer cet effet. Un tel résultat confirme notre hypothèse de base, stipulant que l'instabilité politique constitue un frein dans la chaîne de transmission des effets des IDE sur la croissance économique dans les pays d'ASS.

Tableau 4. Equations d'instabilité politique, d'IDE et de croissance : estimateur par les triples moindres carrés sur panel dynamique

| | Coefficient | Std. Error | Z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|---|-------------|------------|--------|-------|----------------------|------------|
| <i>Variable dépendante : Instabilité politique (Polinst)</i> | | | | | | |
| <i>Polinst</i> _{t-1} | 0,9682625 | 0,0986489 | 9,82 | 0,000 | 0,77491 | 1,161611 |
| <i>g</i> | -0,0370591 | 0,0309776 | -1,20 | 0,232 | -0,097774 | 0,0236558 |
| <i>Y</i> _{t-1} | -0,0748785 | 0,0321582 | -2,33 | 0,020 | -0,1379074 | -0,0118495 |
| <i>Infl</i> | 0,0001603 | 0,0001169 | 1,37 | 0,170 | -0,0000688 | 0,0003893 |
| <i>Mort</i> | 0,0021307 | 0,0039408 | 0,54 | 0,589 | -0,0055931 | 0,0098546 |
| <i>tss</i> | -0,0053438 | 0,005204 | -1,03 | 0,304 | -0,0155434 | 0,0048558 |
| <i>Ineg</i> | 0,0401764 | 0,0082934 | 4,84 | 0,000 | 0,0239216 | 0,0564311 |
| <i>Urb</i> | 0,0165293 | 0,0058387 | 2,83 | 0,005 | 0,0050857 | 0,0279729 |
| <i>Demo</i> | -0,2282502 | 0,0673318 | -3,39 | 0,001 | -0,3602182 | -0,0962823 |
| <i>Constante</i> | 2,665985 | 0,5667698 | 4,70 | 0,000 | 1,555137 | 3,776834 |
| <i>Variable dépendante : Investissement Direct étranger (IDE)</i> | | | | | | |
| <i>IDE</i> _{t-1} | 0,730476 | 0,0885429 | 8,25 | 0,000 | 0,5569352 | 0,9040168 |
| <i>Polinst</i> | -1,070201 | 1,012543 | -1,06 | 0,291 | -3,054749 | 0,9143468 |
| <i>Polinst</i> _{t-1} | -1,279135 | 0,7480669 | -1,71 | 0,087 | -2,745319 | 0,1870494 |
| <i>Ouv</i> | 0,0344057 | 0,0164355 | 2,09 | 0,036 | 0,0021927 | 0,0666188 |
| <i>Infl</i> | 0,0007859 | 0,0006324 | 1,24 | 0,214 | -0,0004535 | 0,0020253 |
| <i>g</i> | 0,2310881 | 0,1245104 | 1,86 | 0,063 | -0,0129478 | 0,475124 |
| <i>Inv</i> | 0,192181 | 0,0683834 | 2,81 | 0,005 | 0,058152 | 0,3262099 |
| <i>pop</i> | 1,043339 | 0,8323628 | 1,25 | 0,210 | -0,5880627 | 2,67474 |
| <i>Constante</i> | -9,15946 | 4,161857 | -2,20 | 0,028 | -17,31655 | -1,002371 |
| <i>Variable dépendante : Taux de croissance économique (g)</i> | | | | | | |
| <i>Y</i> _{t-1} | -0,8049358 | 0,077815 | -10,34 | 0,000 | -0,9574514 | -0,6524203 |
| <i>IDE</i> | 0,4280769 | 0,1711778 | 2,50 | 0,012 | 0,0925746 | 0,7635793 |
| <i>Ouv</i> | -0,0000154 | 0,0107957 | -0,00 | 0,999 | -0,0211745 | 0,0211437 |
| <i>Infl</i> | -0,0012123 | 0,000493 | -2,46 | 0,014 | -0,0021785 | -0,0002461 |
| <i>tss</i> | -0,0134227 | 0,0204738 | -0,66 | 0,512 | -0,0535507 | 0,0267052 |
| <i>Inv</i> | 0,2892213 | 0,0881701 | 3,28 | 0,001 | 0,1164111 | 0,4620314 |
| <i>Credsp</i> | 0,093238 | 0,0574811 | 1,62 | 0,105 | -0,0194228 | 0,2058989 |
| <i>Polinst</i> | -0,703559 | 0,2882593 | -2,44 | 0,015 | -1,268537 | -0,1385812 |
| <i>Constante</i> | -0,8049358 | 0,077815 | -10,34 | 0,000 | -0,9574514 | -0,6524203 |

Source: estimation de l'auteur sous Stata 14.0.

Au total, on peut avancer que l'estimation du modèle à équations simultanées dynamiques à partir de la méthode GMM sur panel dynamique et celle à partir des triples moindres carrés permettent une meilleure évaluation des connexions entre l'instabilité politique, les IDE et la croissance en ASS. Le modèle structurel retenu vient conforter les conclusions de Gyimah-Brempong et Traynor (1999) qui stipulent que les modèles à équations simultanées se présentent comme des modèles très

utiles dans la recherche des différents canaux par lesquels l'instabilité politique affecte la croissance économique.

Tableau 5. Résultats de l'estimation de l'équation (4) de croissance économique

| Variables | Méthode à effets fixes | | |
|---------------------------------|------------------------|-------|-------|
| | Coefficient | t | P> t |
| <i>IDE</i> | 2,074168 | 5,40 | 0,000 |
| <i>Polinst</i> | -0,8828918 | -1,70 | 0,091 |
| <i>IDE*Polinst</i> | -0,3156644 | -4,93 | 0,000 |
| <i>tss</i> | 0,0725548 | 1,73 | 0,086 |
| <i>Inv</i> | 0,0055794 | 0,07 | 0,941 |
| <i>Credsp</i> | 0,1175769 | 2,02 | 0,045 |
| <i>Ouv</i> | 0,0169743 | 0,91 | 0,366 |
| <i>Infl</i> | -0,0012687 | -2,86 | 0,005 |
| <i>Constante</i> | -14,65694 | -4,12 | 0,000 |
| F-statistic (<i>P-value</i>) | 6,49 (0,0000) | | |
| Hausman test (<i>P-value</i>) | 101,96 (0,0000) | | |

Source : estimation de l'auteur sous Stata 14.0.

5. CONCLUSION

Dans cet article, nous tentons d'analyser l'interaction entre l'instabilité politique, les IDE et la croissance économique sur un ensemble de pays d'ASS sur la période 1984-2015. Nous avons utilisé d'abord une analyse en composante principale pour construire un indice composite d'instabilité politique. Ensuite, nous avons analysé empiriquement la relation moyennant l'estimation d'un modèle à équations simultanées dynamiques qui semble plus adapté pour évaluer les facteurs et les effets de l'instabilité politique du fait de l'interdépendance entre ces variables.

Les résultats de l'étude montrent que l'instabilité politique exerce un impact négatif et statistiquement significatif sur la croissance économique dans les pays d'Afrique subsaharienne. De plus, les résultats issus des estimations montrent que l'instabilité politique affecte la croissance économique aussi bien directement qu'indirectement à travers un effet répulsif sur les investissements directs étrangers.

Au regard de ces résultats, un certain nombre d'implications en termes de politiques peuvent être formulées. Il importe d'abord de convenir que les risques politiques ne doivent pas être négligés si les pays d'ASS veulent atteindre et conserver des taux de croissance élevés. N'ayant pas accordé une place centrale aux problèmes d'instabilité politique, les différentes réformes entreprises en matière de libéralisation et de promotion des IDE n'ont pas toujours permis de soutenir la croissance durablement. Pour cela, les pays d'ASS doivent veiller à la qualité des institutions pour prévenir et résoudre les conflits internes et externes, aplanir les tensions religieuses et ethniques, réduire la présence militaire dans la politique et améliorer la stabilité gouvernementale. Cela pourrait passer comme l'attestent les résultats de notre étude par de meilleures performances économiques, par l'instauration et le renforcement des régimes démocratiques et par la réduction des inégalités de revenu. Ce sont ces nombreux défis que les pays d'Afrique subsaharienne se doivent de relever afin de mieux tirer avantage des investissements directs étrangers qui constituent un moteur de la croissance économique.

REFERENCES

- Abu N., Abd Karim M.Z., Aziz M.I. (2015)** "Corruption, Political Instability and Economic Development in the Economic Community of West African States (ECOWAS): Is There a Causal Relationship?", *Contemporary Economics*, 9 (1), 45-60.
- Acemoglu D., Johnson S., Robinson J.A. (2005)** "Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth", In P. Aghion et S. Durlauf (eds.) *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam, North-Holland.
- Adams S. (2009)** "Foreign Direct Investment, domestic investment, and economic growth in Sub-Saharan Africa", *Journal of Policy Modeling*, 31, 939-949.
- Adams S., Opoku O. (2015)** "Foreign direct investment, regulations and growth in sub-Saharan Africa", *Economic Analysis and Policy*, 47, 48-56.
- Agbloyor E.K., Abor J.Y., Adjasi C.K., Yawson A. (2014)** "Private capital flows and economic growth in Africa: The role of domestic financial markets", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 30, 137-152.
- Ahmed S., Hassan S., Sukar A. (2007)** "The effect of foreign direct investment on economic growth: the case of sub-Saharan Africa", *Southwestern Economic Review*, 61-74.
- Aisen A., Veiga J. (2013)** "How does political instability affect economic growth?" *European Journal of Political Economy*, 29, 151-167.
- Aizenman J., Jinjara Y., Park D. (2013)** "Capital flows and economic growth in the era of financial integration and crisis, 1990-2010", *Open Economies Review*, 24 (3), 371-396.
- Ajayi S.I. (2006)** "The Determinants of Foreign Direct Investment in Africa: A Survey of the Evidence", in S. I. Ajayi (ed.), *Foreign Direct Investment in Sub-Saharan Africa: Origins, Targets, Impact and Potential*, African Economic Research Consortium, Nairobi.
- Akinlo A.E. (2004)** "Foreign direct investment and growth in Nigeria: An empirical investigation" *Journal of Policy Modeling*, 26, 627-639.
- Akoli J.K., Chrysostome E., Sidibé H. (2005)** "La gestion du risque pays lié aux investissements directs étrangers dans les pays en voie de développement", *Perspective Afrique*, 1,1, 90-110.
- Alesina A., Perotti R. (1996)** "Income distribution, political instability, and investment", *European Economic Review*, 40(6), 1203-1228.
- Alesina A., Ozler S., Roubini N., Swagel P. (1996)** "Political Instability and Economic Growth", *Journal of Economic Growth*, 1(2), 189-211.
- Alesina A., Devleeschauwer A., Easterly W., Kurlat S., Wacziarg R. (2003)** "Fractionalization", *Journal of Economic Growth*, 8, 155-194.
- Alfaro L., Kalemli-Ozcan S., Volosovych V. (2008)** "Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? An Empirical Investigation", *Review of Economics and Statistics*, 90, 347-368.
- Alfaro L., Chanda A., Kalemli-Ozcan S., Sayek S. (2004)** "FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets", *Journal of International Economics*, 64(1), 89-112.
- Alfaro L., Chanda A., Kalemli-Ozcan S., Sayek S. (2010)** "Does foreign direct investment promote growth? Exploring the role of financial markets on linkages", *Journal of Development Economics*, 91, 242-256.
- Alguacil M., Cuadros A., Orts V. (2011)** "Inward FDI and growth: The role of macroeconomic and institutional environment", *Journal of Policy Modeling*, 33, 481-496.
- Amin S. (1974)**, *Accumulation on a world scale: A critique of the theory of underdevelopment*. New York, Monthly Review Press.
- Annett A. (2000)** "Social fractionalization, Political instability and the size of Government", *IMF Working Paper*, No. 82.
- Anyanwu J. C., Yameogo N. (2015)** "What Drives Foreign Direct Investments into West Africa? An Empirical Investigation", *African Development Review*, 27, 3, 199-215.
- Anyanwu J.C. (2014)** "Factors Affecting Economic Growth in Africa: Are There any Lessons from China?", *African Development Review*, 26, 3, 468-493.
- Arndt C., McKay A., Tarp F. (Ed.) (2016)** *Growth and Poverty in Sub-Saharan Africa*, Oxford University Press.

- Asiedu E. (2002)** *Aggressive trade reform and infrastructure development: A solution to Africa's foreign direct investment woes*. Kansas: Department of Economics, University of Kansas. Mimeo.
- Asiedu E., Lien D. (2011)** "Democracy, foreign direct investment and natural resources", *Journal of International Economics*, 84, 99-111.
- Asiedu E., Gyimah-Brempong K. (2008)** "The Impact of Trade and Investment Liberalization on Foreign Direct Investment, Wages and Employment in Sub-Saharan Africa," *African Development Review*, 20(1), 49-66.
- Auvinen J. (1997)** "Political Conflict in Less Developed countries", *Journal of Peace Research*, 34(2), 175-195.
- Ayanwale A.B. (2007)** "FDI and economic Growth: Evidence from Nigeria", *African Economic Research Consortium Paper 165*, Nairobi.
- Azman-Saini W.N.W., Baharumshah A.Z., Law S.H. (2010)** "Foreign Direct Investment, Economic Freedom and Economic Growth: International Evidence", *Economic Modelling*, 27, 5, 1079-1089.
- Balasubramanyam V.N., Salisu M., Sapsoford D. (1996)** "Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries", *Economic Journal*, 106, 92-105.
- Barro R.J. (1991)** "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.
- Bengoa M., Sanchez-Robles B. (2003)** "Foreign direct investment, economic freedom and growth: new evidence from Latin America", *European Journal of political Economy*, 19, 529-545.
- Blomstrom M., Kokko A. (1998)** "Multinational Corporations and Spillovers", *Journal of Economic Surveys*, 12, 3, 247-277.
- Blonigen B.A., Piger J. (2014)** "Determinants of Foreign Direct Investment", *Canadian Journal of Economics*, 47(3), 775-812.
- Blundell R., Bond S. (1998)** "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel-data models", *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Bobbo A. (2018)** "Volatilité de l'inflation, gouvernance et investissements directs étrangers entrants en Afrique sub-saharienne", *African Development Review*, 30, 1, 86-99.
- Borensztein E., De Gregorio J., Lee J.W. (1998)** "How does Foreign Direct Investment affect growth?", *Journal of International Economics*, 45(1), 115-135.
- Bornschiefer V., Chase-Dunn C. (1985)** *Transnational corporations and underdevelopment*, Praeger, New York.
- Buchanan B., Le Q. V., Rishi M. (2012)** "Foreign direct investment and institutional quality: some empirical evidence", *International Review of Financial Analysis*, 21, 81-89.
- Burger M., Ianchovichina E., Rijkers B. (2016)** "Risky Business: Political Instability and Sectoral Greenfield Foreign Direct Investment in the Arab World", *World Bank Economic Review*, 30, 2, 306-331.
- Busse M., Groizard J.L. (2008)** "Foreign direct investment, regulations and growth", *World Economy*, 31(7), 861-886.
- Busse M., Hefeker C. (2007)** "Political Risk, Institutions and Foreign Direct Investment", *European Journal of Political Economy*, 23(2), 397-416.
- Campos N., Nugent J. (2002)** "Who is afraid of political instability?", *Journal of Development Economics*, 67, 157-72.
- Campos N.F., Nugent J.B. (2003)** "Aggregate Investment and Political Instability: An Econometric Investigation", *Economica*, 70(279), 533-49.
- Chen B., Feng Y. (1996)** "Some political determinants of economic growth: theory and empirical implications", *European Journal of Political Economy*, 12, 609-627.
- Collier P., Elliott V.L., Hegre H., Hoeffler A., Reynal-Querol M., Sambanis N. (2003)** *Breaking the Conflict Trap: Civil War and Development Policy*, Oxford University Press, New York, 2003.
- CNUCED (2015)**, *Rapport sur l'investissement dans le monde : Réformer la gouvernance de l'investissement international : Vue d'ensemble*, Nations Unies, Genève et New York.
- Daude C., Stein E. (2007)** "The Quality of Institutions and Foreign Direct Investment", *Economics and Politics*, 19(3), 317-44.

- Demekas D., Horváth B., Ribakova E., Wu Y. (2007)** "Foreign direct investment in European transition economies. The role of policies", *Journal of Comparative Economics*, 35(2), 369-386.
- De Mello L.R. (1997)** "Foreign direct investment in developing countries and growth: A selective survey", *Journal of Development Studies*, 34(1), 1-34.
- De Mello L.R. (1999)** "Foreign Direct Investment-led Growth: Evidence from time series and panel data", *Oxford Economic Papers*, 51, 133-15.
- Driffield N., Jones C. (2013)** "Impact of FDI, ODA and migrant remittances on economic growth in developing countries: A systems approach", *The European Journal of Development Research*, 25(2), 173-196.
- Dupasquier C., Osakwe P.N. (2006)** "Foreign direct investment in Africa: Performance, challenges, and responsibilities", *Journal of Asian Economics*, 17, 241-260.
- Durham B. (2004)** "Absorptive Capacity and the Effects of Foreign Direct Investment and Equity Foreign Portfolio Investment on Economic Growth", *European Economic Review*, 48(2), 285-306.
- Esso L.J. (2010)** "Long-run relationship and causality between foreign direct investment and growth: evidence from ten African Countries", *International Journal of Economics and Finance*, 2, 2, 168-177.
- Farole T., Winkler D. (2012)** Foreign firm characteristics, absorptive capacity and the institutional framework: the role of mediating factors for FDI spillovers in low and middle-income countries, *The World Bank Policy Research Working Paper Series*, 6265.
- Findlay R. (1978)** "Relative Backwardness, Direct Foreign Investment, and the Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model", *Quarterly Journal of Economics*, 92, 1, 1-16.
- Fosu A.K. (2001)** "Political instability and economic growth in developing economies: Some specification empirics", *Economics Letters*, 70(2), 289-294.
- Fosu A.K. (1992)** "Political Instability and Economic Growth: Evidence from Sub-Saharan Africa", *Economic Development and Cultural Change*, 40, 4, 829-841.
- Gasiorowski M.J. (1999)** "Development Theory-Macroeconomic Conditions and Political Instability: An Empirical Analysis", *Studies in Comparative International Development*, 33, 3.
- Ghobarath H., Huth P., Russett B. (2003)** "Civil wars kill and maim people – long after the shooting stops", *American Political Science Review*, 97(2), 189-202.
- Globerman S., Shapiro D. (2002)** "Global foreign direct investment flows: The role of governance infrastructure", *World Development*, 30(11), 1899-1919.
- Greene H.W. (2005)** *Econometric Analysis*, MacMillan.
- Goldstone J. A. Bates R.H., Epstein D.L., Gurr T.R., Lustik M.B., Marshall M.G., Ulfelder J., Woodward M. (2010)** "A Global Model for Forecasting Political Instability", *American Journal of Political Science*, 54, 1, 190-208.
- Gorg H., Strobl E. (2001)** "Multinational companies and productivity spillovers: A meta-analysis", *The Economic Journal*, 111(475), 732-739.
- Gui-Diby S.L. (2014)** "Impact of foreign direct investments on economic growth in Africa: Evidence from three decades of panel data analyses", *Research in Economics*, 68, 248-256.
- Guidolin M., La Ferrara E. (2007)** "Diamonds Are Forever, Wars Are Not: Is Conflict Bad for Private Firms?", *The American Economic Review*, 97, 5, 1978-1993.
- Gupta D.K. (1991)** "On the Methodology of Constructing a Composite Indicator for Political Instability: A Cross-National Study", In Frantz, R., Singh, H., & Gerber, J. (eds.). *Handbook of Behavioral Economics*. JAI Press Inc., Vol. 2A, 151-178.
- Gyimah-Brempong K., Traynor T. (1999)** "Political instability, Investment and Economic growth in Sub-Saharan Africa", *Journal of African Economies*, 8, 1, 52-86.
- Hansen H., Rand J. (2006)** "On the Causal Links between FDI and Growth in Developing Countries", *The World Economy*, 29, 1, 21-41.
- Hermes N., Lensink R. (2003)** "Foreign Direct Investment, Financial Development and economic growth", *The Journal of Development Studies*, 40, 1, 142-163.
- Hoeffler A., Reynal-Querol M. (2003)** "Measuring the Costs of Conflict" Oxford: *Centre for the Study of African Economies*.

- Holtz-Eakin D., Newey W., Rosen H. (1988)** "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data", *Econometrica*, 56(6), 1371-1395.
- Javorcik S., Wei S.J. (2009)** "Corruption and cross-border investment in emerging markets: Firm-level evidence", *Journal of International Money and Finance*, 28(4), 605-624.
- Jong-a-Pin R. (2009)** "On the measurement of political instability and its impact on economic growth", *European Journal of Political Economy*, 25, 15-29.
- Jude C., Leveuge G. (2017)** Growth Effect of FDI in Developing Economies: the Role of Institutional Quality, *World Economy*, 40(4), 715-742.
- Keho Y. (2012)** « Le rôle des facteurs institutionnels dans le développement financier et économique des pays de l'UEMOA », *Revue Economique et Monétaire*, 12, 9-43.
- Kinda T. (2008)** "Infrastructures et flux de capitaux privés vers les pays en développement", *Revue économique*, 59, 537-549.
- Klomp J., de Haan J. (2009)** "Political institutions and economic volatility", *European Journal of Political Economy*, 25(3), 311-326.
- Kose A.M., Prasad E., Terrones M. (2009)** "Does openness to international financial flows raise productivity growth?", *Journal of International Money and Finance*, 28, 554-58.
- Londregan J., Poole K. (1990)** "Poverty, The Coup Trap and the Seizure of Executive Power", *World Politics*, 42(2), 152-83.
- Lucas R., (1988)** "On the Mechanisms of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Mankiw G. (1995)** "The Growth of Nations", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 275-310.
- Marshall M.G., Cole B. (2011)** Global Report 2011: Conflict, Governance, and State Fragility, Center for Systemic Peace, December, Vienna, VA, USA.
- McGowan P., Johnson T. (1994)** "African Military Coups d'état and Underdevelopment: A Quantitative Historical Analysis", *Journal of Modern African Studies*, 22(4), 633-666.
- Méon P., Sekkat K. (2004)** "FDI Waves, Waves of Neglect of Political Risk", *World Development*, 40 (11), 2194-2205.
- MIGA WIPR REPORT (2010)**, Investment and Political Risk in Conflict-Affected and Fragile Economies, The International Bank for Reconstruction and Development /The World Bank.
- Morrisset P. (2000)** "Foreign direct investment to Africa: Policies also matter", *Transnational Corporation*, 9, 107-125.
- Nicet-Chenaf D., Rougier E. (2010)** "IDE et croissance: une analyse des canaux de transmission sur les pays méditerranéens", *Mondes en Développement*, De Boeck, Février.
- Ncube M., Anyanwu J., Hausken K. (2014)** "Inequality, Economic Growth and Poverty in the Middle East and North Africa (MENA)" *African Development Review*, 26, 3, 435-453.
- Ndikumana L., Verick S. (2008)** "The Linkages between FDI and Domestic Investment: Unraveling the Developmental Impact of Foreign Direct Investment in Sub-Saharan Africa", *IZA Working Paper* No. 3296.
- Noorbakhsh F., Paloni A., Youssef A. (2001)** "Human Capital and FDI Inflows to Developing Countries: New Empirical Evidence", *World Development*, 29(9), 1593-1610.
- OCDE (2002)** "L'investissement direct étranger au service du développement, optimiser les avantages, minimiser les coûts", Paris.
- Okafor G. (2017)** The impact of political instability on the economic growth of ECOWAS member countries, *Defence and Peace Economics*, 28(2), 208-229.
- Ortiz I., Cummins M. (2011)** "Global Inequality: Beyond the Bottom Billion: A Rapid Review of Income Distribution in 141 Countries", UNICEF Social and Economic Policy Working Paper, April, UNICEF, New York.
- Otchere I., Soumaré I., Yourougou P. (2016)** "FDI and Financial Market Development in Africa"n *The World Economy*, 39, 5, 651-678.
- Pack H., Saggi K. (1997)** "Inflows of Foreign Technology and Indigenous Technological Development", *Review of Development Economics*, 1, 1, 81-98.
- Paldam M. (1987)** "Inflation and political instability in eight Latin American countries 1946-1983", *Public Choice*, 52, 143-168.

- Persson T., Tabellini G. (1999)** "Political economics and macroeconomic policy" In J. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*. Amsterdam: North-Holland.
- Rebello S.T. (1991)** "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 99(3), 500-521.
- Reinhart C.M., Reinhart V.R. (2008)** "Capital flow bonanzas: an encompassing view of the past and present", *NBER Working paper*, N° 14321.
- Rogoff K., Reinhart C. (2003)** "FDI to Africa: the role of price stability and currency instability", *International Monetary Fund*, Working Paper 03/10.
- Romer P. (1986)** "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, , 1002-1037.
- Sachs J., Sievers S. (1998)** FDI in Africa, Africa Competitiveness Report, World Economic Forum, Geneva.
- Saha S., Yap G. (2014)** "The Moderation Effects of Political Instability and Terrorism on Tourism Development: A Cross-Country Panel Analysis", *Journal of Travel Research*, 53(4), 509-521.
- Seetanah B. (2009)** "Is foreign direct investment growth conducive? New evidences from Sub-Saharan African countries, 1980-2005", *Applied Econometrics and International Development*, 9(2), 185-201.
- Siermann L.J. (1998)** *Politic, Institutions and the Economic Performance of Nations*, Edward Elgar Publishing.
- Solow R. (1957)** "Technical Change and the Aggregate Production Function", *The Review of Economics and Statistics*, 39, 3, 312-320.
- Soumaré I. (2015)** "Does foreign direct investment improve economic development in North African countries?", *Applied Economics*, 47, 51, 5510-5533.
- Wheeler D., Mody A. (1992)** "International Investment Location Decisions: The Case of U.S. firms", *Journal of International Economics*, 33, 57-76.
- Williams K. (2017)** "Foreign Direct Investment, Economic Growth, and Political Instability", *Journal of Economic Development*, 42(2), 17-37.
- World Bank (2012)**, *Global Development Finance 2012: External Debt of Developing Countries*, World Bank, Washington DC, USA.
- Yabi O.G. (2010)** *Investissements directs étrangers et croissance. Théories et analyse économétrique appliquée aux pays en voie de développement*. Éditions Universitaires Européennes.

ANNEXES

Tableau A-1. Liste des pays

| | | | |
|------------------|---------------|------------|--------------|
| Afrique du Sud | Ethiopie | Liberia | Sierra Leone |
| Angola | Gabon | Malawi | Soudan |
| Botswana | Gambie | Mali | Tanzanie |
| Burkina Faso | Ghana | Mozambique | Togo |
| Cameroun | Guinée | Namibie | Ouganda |
| Congo, Rép. | Guinée Bissau | Niger | Zambie |
| Congo, Rép. dém. | Kenya | Nigeria | Zimbabwe |
| Côte d'Ivoire | Madagascar | Sénégal | |

Tableau A-2. Définition et source des variables

| Variabes | Définition | Sources |
|------------------|---|---|
| Polinst | Indice agrégé d'instabilité politique | Auteur |
| g | Taux de croissance du PIB réel par tête | World Development Indicators |
| IDE | Investissements directs étrangers, entrées nettes (en % du PIB) | World Development Indicators |
| Y | PIB réel par tête | World Development Indicators |
| Ouv | (Imports + exports) / PIB | World Development Indicators |
| Taux d'inflation | Taux de variation annuel de l'indice des prix à la consommation (en %) | World Development Indicators |
| pop | Taux de croissance annuel de la population (en %) | World Development Indicators |
| Urb | Taux de croissance annuel de la population urbaine (en %) | World Development Indicators |
| Mort | Taux de mortalité infantile (pour 1000 naissances vivantes). | World Development Indicators |
| tss | Taux de scolarisation brut dans le secondaire | World Development Indicators |
| Ineg | Indice de Gini | World Development Indicators |
| Inv | Formation brute de capital fixe (hors IDE) | World Development Indicators |
| Credsp | Crédit domestique au secteur privé (en % PIB) | |
| Demo | Responsabilité démocratique (<i>democratic accountability</i>). Le maximum de points est attribué lorsqu'une alternance des gouvernements est liée à des élections libres et équitables telles que mentionnées dans la constitution. Le minimum de points est attribué lorsque le leadership de l'Etat est le fait d'un seul individu (autocratie). | International Country Risk Guide (ICRG) |

Tableau A-3. Indicateurs institutionnels du groupe PRS

L'Indicateur ICRG (*International Country Risk Guide*), créé en 1980 par les éditeurs de *International Report*, comporte 30 indices pour plus de 140 pays. Ils rejoignent en 1992 le *PRS Group (Political Risk Services)*. Nous avons retenu six indicateurs en fonction des objectifs de notre étude.

| POLITICAL RISK COMPONENTS | | |
|---------------------------|---|--------------|
| Indicateurs | Définition | Point (max.) |
| Stabilité gouvernementale | Elle mesure l'aptitude des pouvoirs publics à réaliser les programmes qu'ils ont prévus et à se maintenir en place. | 12 |
| Conflits internes | L'indice des conflits internes se rapporte au degré de violence politique dans le pays. | 12 |
| Conflits externes | Les conflits externes concernent les risques encourus par le gouvernement du fait d'actions de l'étranger qui peuvent aller de pressions externes non violentes (par exemple, restrictions commerciales, litiges territoriaux et pressions diplomatiques) à des conflits frontaliers et à la guerre. | 12 |
| Militaires en politique | Mesure la participation des militaires dans la politique. L'implication militaire peut provenir d'une menace externe ou interne, être symptomatique de difficultés sous-jacentes ou être une prise de pouvoir militaire à grande échelle. À long terme, un système de gouvernement militaire réduit la responsabilité démocratique. | 6 |
| Tensions religieuses | Mesure les tensions liées à la domination de la société par un seul groupe religieux qui tend à remplacer le droit civil par le droit religieux, qui supprime la liberté religieuse ou l'expression de l'identité religieuse. | 6 |
| Tensions ethniques | Mesure le degré de tension attribuable aux divisions raciales, nationales ou linguistiques. | 6 |

Source : *International Country Risk Guide*.

Tableau A-4. Résultats de l'analyse en composantes principales (ACP)

| Composantes | | | | | | |
|---------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | PCA1 | PCA2 | PCA3 | PCA4 | PCA5 | PCA6 |
| Valeurs propres | 3,1159 | 1,0894 | 0,6957 | 0,4699 | 0,4207 | 0,20819 |
| % de variance | 51,93 | 18,16 | 11,60 | 7,83 | 7,01 | 3,47 |
| % Cumulé | 51,93 | 70,09 | 81,68 | 89,52 | 96,53 | 100 |
| Vecteurs | | | | | | |
| Variable | Vecteur 1 | Vecteur 2 | Vecteur 3 | Vecteur 4 | Vecteur 5 | Vecteur 6 |
| Conflits externes | 0.4367 | -0.296 | -0.214 | -0.723 | -0.0272 | 0.3884 |
| Militaires en politique | 0.3725 | 0.407 | -0.578 | 0.2054 | 0.5641 | -0.0048 |
| Stabilité gouvernementale | 0.3106 | -0.6531 | 0.322 | 0.3964 | 0.4538 | 0.1005 |
| Conflits internes | 0.5119 | -0.119 | -0.034 | -0.0526 | -0.2743 | -0.8028 |
| Tensions religieuses | 0.3054 | 0.5240 | 0.717 | -0.2419 | 0.243 | 0.0192 |
| Tensions ethniques | 0.4677 | 0.1744 | 0.016 | 0.4645 | -0.5838 | 0.4406 |

Tableau A-5. Résultats du test de Kaiser et de Bartlett à partir de l'ACP

| |
|---|
| Bartlett test of sphericity |
| Chi-square = 587.737 |
| Degrees of freedom = 15 |
| P-value = 0.000 |
| Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy |
| KMO = 0.781 |

Tableau A-6. Statistiques descriptives des variables

| Variables | Obs. | Moy. | Ecart-type |
|-----------|------|----------|------------|
| Polinst | 248 | 5.615091 | 1.226851 |
| IDE | 248 | 3.362238 | 6.18119 |
| g | 248 | 0.937866 | 4.310135 |
| Ouv | 248 | 66.62631 | 31.4945 |
| Inv | 248 | 18.74451 | 7.785939 |
| Infl | 248 | 79.22491 | 635.0753 |
| pop | 248 | 2.731783 | 0.8170055 |
| Urb | 248 | 35.67027 | 15.13107 |
| Mort | 248 | 82.90974 | 32.58087 |
| tss | 248 | 30.89484 | 18.97947 |
| Ineg | 125 | 45.70947 | 8.867426 |
| Demo | 245 | 2.938265 | 1.147349 |
| Credsp | 248 | 17.40393 | 21.26935 |

Source: Estimation de l'auteur sous Stata 14.0.

Tableau A-7. Test de multicolinéarité à partir du calcul du VIF

| Equation 1 | | | Equation 2 | | | Equation 3 | | |
|------------------|------|-------|--------------|------|-------|------------------|------|--------|
| Variable | VIF | 1/VIF | Variable | VIF | 1/VIF | Variable | VIF | 1/VIF |
| tss | 3.08 | 0.324 | IDE (-1) | 1.38 | 0.725 | Y _{t-1} | 1.18 | 0.8477 |
| Mort | 2.15 | 0.464 | Polinst | 2.44 | 0.409 | IDE | 1.41 | 0.7082 |
| Urb | 1.94 | 0.514 | Polinst (-1) | 2.55 | 0.392 | Polinst | 1.19 | 0.8413 |
| Polinst (-1) | 1.84 | 0.542 | g | 1.43 | 0.698 | tss | 1.96 | 0.5101 |
| Ineg | 1.52 | 0.659 | Ouv | 1.42 | 0.701 | Inv | 1.24 | 0.8076 |
| Demo | 1.43 | 0.699 | Infl | 1.08 | 0.922 | Credsp | 1.74 | 0.5754 |
| g | 1.27 | 0.789 | Inv | 1.27 | 0.789 | Ouv | 1.63 | 0.6147 |
| Y _{t-1} | 1.24 | 0.805 | pop | 1.31 | 0.765 | Infl | 1.07 | 0.9381 |
| Infl | 1.22 | 0.820 | | | | | | |
| Mean VIF | 1.74 | | 1.61 | | | 1.43 | | |

Aucun VIF n'est supérieur ou égal à 10 (les valeurs les plus élevées sont respectivement 3,08, 2,55 et 1,96). La moyenne des VIF est inférieure à 2 (1,74 dans l'équation 1, 1,61 dans l'équation 2 et 1,43 dans l'équation 3). Ce qui conduit à conclure à l'absence de multicolinéarité significative entre les variables.

**Tableau A-8. Tests de racine unitaire en panel
ADF Inverse Normal statistic (Z)**

| Variables | Niveau | Différence première | Ordre d'intégration |
|-----------|----------------------|---------------------|---------------------|
| Polinst | -9.4953 (0.0000) *** | - | I(0) |
| Log IDE | -3.3282 (0.0004) *** | - | I(0) |
| g | -7.0116 (0.0000) *** | - | I(0) |
| Log Ouv | -6.6697 (0.0000) *** | - | I(0) |
| Inv | -5.7758 (0.0000) *** | - | I(0) |
| Infl | -6.9066 (0.0000) *** | - | I(0) |
| pop | -9.9378 (0.0000) *** | - | I(0) |
| Urb | -7.2699(0.0000) *** | - | I(0) |
| Log Mort | -7.9426 (0.0000) *** | - | I(0) |
| Log tss | -6.7336 (0.0000) *** | - | I(0) |
| Ineg | -7.1401 (0.0000)*** | - | I(0) |
| Demo | -4.0346(0.0000) *** | - | I(0) |

*Note : Les valeurs entre parenthèses sont les p-values. Avec (***) , (**), (*) respectivement significatifs au seuil de 1%, 5% et 10%.*

Tableau A-9. Les résultats du test d'hétérogénéité globale de Fisher

| |
|---|
| $H_0 : A=A_i \text{ et } B=B_i$ $H_1: \text{ il existe au moins } i \neq j \text{ tel que } A_i \neq A_j \text{ et } B_i \neq B_j$ $F \text{ test de } A, B=A_i, B_i: F(30, 143) = 1.51$ $P\text{-value}=[0.0586]$ |
|---|

Political instability, FDI and effects on economic growth in sub-Saharan African countries : A dynamic simultaneous equation model

Abstract - This study analyses the consequences of the interaction between political instability and FDI on economic growth for 31 sub-Saharan African (SSA) countries in order to examine one of the channels through which political instability undermines economic growth. On this occasion, we introduce an aggregate indicator of political instability based on the main component analysis of several political risk indicators from the ICRG database. To achieve this objective, the study uses a dynamic panel procedure and the triple least squares technique to estimate a simultaneous equation model over the period 1984-2015. Empirical results indicate that political instability affects economic growth both directly and indirectly through its impact on foreign direct investment. We also highlight the simultaneous nature of the relationship between political instability and the level of economic development in SSA countries. The results of the study thus support the idea that political instability hinders growth and call for a series of measures that should focus on improving people's income levels, establishing and strengthening democratic practices and reducing income inequality in these countries. All these measures are aimed at improving the quality of the political climate that is a prerequisite for economic growth driven by foreign direct investment.

Key-words

Political instability
FDI
Economic growth
Simultaneous equation model
SSA
