

Les Cahiers du CEDIMES

2021, Volume 16, Numéro 1, https://doi.org/10.69611/cahiers16-1-04



INTEGRATION FINANCIERE INTERNATIONALE, EFFETS DE SEUIL DE LA QUALITE INSTITUTIONNELLE ET CROISSANCE ECONOMIQUE DANS L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE (UEMOA)

Lamissa BARRO,

Docteur en Economie, Unité de Formation et de Recherche en Sciences Economiques et de Gestion, Université Ouaga II Burkina Faso

Boubié Toussaint BASSOLET

Maître de Conférences en Economie Unité de Formation et de Recherche en Sciences Economiques et de Gestion Université Ouaga II Burkina Faso

lamissa_barro@yahoo.fr

Résumé:

Cet article met en évidence les conditions de seuils susceptibles d'influencer la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique dans l'UEMOA. Il traite spécifiquement du rôle de la qualité institutionnelle et de la gouvernance dans cette relation. En d'autres termes, l'analyse part de l'hypothèse qu'il existe un niveau seuil de la qualité institutionnelle à partir duquel l'intégration financière internationale a un effet positif sur la croissance économique. L'approche économétrique utilise un modèle de panel à changement de régimes (PTR) développé par Hansen (1999). Les résultats de l'analyse renforcent les prédictions théoriques et quelques résultats empiriques précédents, en ce sens qu'autour du seuil obtenu, la qualité institutionnelle module les effets de l'intégration financière internationale sur la croissance économique. Le renforcement de la qualité des institutions apparaît comme une condition préalable pour bénéficier des effets positifs de l'intégration financière internationale en termes de croissance économique.

Mots clés : intégration financière internationale, croissance économique, qualité des institutions, effets de seuil, Panel Transition Régression.

Abstract: This paper highlights the threshold conditions that may influence the relationship between international financial integration and economic growth in the WAEMU. It specifically addresses the role of institutional quality and governance in this relationship. In other words, the analysis assumes that there is a threshold level of institutional quality at which international financial integration has a positive effect on economic growth. The econometric approach uses a Panel Transition Regression (PTR) model developed by Hansen (1999). The results reinforce theoretical predictions and some previous empirical results, in that around the threshold obtained, institutional quality modulates the effects of international financial integration on economic growth. Strengthening the quality of institutions appears to be a prerequisite for benefiting from the positive effects of international financial integration in terms of economic growth.

Keywords: international financial integration, economic growth, institutional quality, threshold effects, Panel Transition Regression.

Classification JEL G1 G15

1. Introduction

Les différences en termes de quantité et de qualité des services offerts par les institutions financières peuvent en partie expliquer les différences de croissance entre les Etats (McKinnon, 1973; Shaw, 1973). McKinnon et Shaw relèvent notamment les distorsions sur les marchés financiers, liées aux interventions des pouvoirs publics dans la réalisation de l'équilibre. Ils adoptent de ce fait une vision néoclassique en militant pour une libéralisation totale du secteur financier. La théorie néoclassique soutient que dans un contexte de marchés financiers libéralisés, et en absence de restrictions imposées aux mouvements transfrontaliers de capitaux, le capital devrait se déplacer vers les zones où il est le plus productif.

La libéralisation du compte de capital va jouer un rôle prépondérant dans l'intégration financière internationale. L'intégration financière internationale fait référence aux liens d'un pays donné avec les marchés de capitaux internationaux. L'intégration financière peut être évaluée d'un point de vue de jure à travers le degré des restrictions sur les mouvements transfrontaliers de capitaux, ou d'un point de vue de facto par les flux ou stocks de ces capitaux. Par la création d'espaces financiers plus vastes, l'intégration financière internationale devrait améliorer l'allocation régionale et globale de l'épargne et du crédit en faveur des investissements les plus productifs.

Par ailleurs, le degré d'intégration financière internationale, évalué par les échanges de capitaux réalisés avec le reste du monde a connu une croissance remarquable durant ces dernières décennies au sein de l'UEMOA. Les stocks bruts d'engagements extérieurs dans les pays de l'UEMOA atteint en moyenne 80% du produit intérieur brut (PIB) régional en 2015. Les titres de propriété, composante la plus stable des engagements extérieurs, ont connu une évolution rapide dans l'Union. Par exemple, les stocks bruts d'investissements directs étrangers (IDE) détenus par ces pays, entre 1980 et 2015, sont passés en moyenne de 6% à plus de 20% du produit intérieur brut (PIB) régional. Les titres de dettes, constituant une grande partie des engagements extérieurs dans ces pays sont quant à eux caractérisés par une forte instabilité sur la même période. L'indice global d'intégration financière² est de ce fait influencé par cette instabilité des titres de dettes avec une moyenne de 109% du PIB et un écart-type de 48% sur la période 1980 – 2015. Sur la même période, la performance macroéconomique, mesurée par la croissance du produit par tête, a connu une évolution erratique. Le taux de croissance moyen du produit par tête est assez faible sur la période (0,37%), avec une forte variabilité inter-temporelle. Toutefois, l'enjeu majeur pour la littérature, aussi bien théorique qu'empirique, est d'établir une

-

¹ Les informations statistiques sur le degré d'intégration sont extraites de la base de Lane et Milesi-Ferretti (2017).

² L'indice global d'intégration financière internationale est donné par la somme des avoirs et engagements extérieurs rapportée au PIB.

relation causale entre le degré d'intégration financière internationale et les performances macroéconomiques relevées dans un pays.

La théorie néoclassique stipule, notamment, que l'intégration financière internationale devrait permettre de réduire le coût du capital dans les pays en développement initialement moins dotés, et initier un processus de croissance de l'investissement et du produit par tête. Fischer (1998) souligne que la libre circulation du capital facilite une allocation mondiale efficiente de l'épargne et aide à canaliser les ressources vers leurs emplois les plus productifs, augmentant ainsi la croissance et la prospérité économiques. De plus, la mobilité des capitaux élargit les opportunités de se protéger contre certains risques, à travers la diversification internationale du portefeuille.

Sur le plan empirique, la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique a fait l'objet de plusieurs analyses dans les pays en développement. Les premières études (Quinn, 1997 ; De Gregorio, 1999 ; Stiglitz, 2000) qui ont tenté d'établir une relation directe entre l'intégration financière internationale et la croissance économique ont abouti à des résultats controversés, entretenant ainsi le débat sur la nature de cette relation.

Une nouvelle littérature, basée sur une nouvelle approche méthodologique, va alors émerger, soulignant la nécessité de prendre en compte certaines spécificités propres à chaque pays, parmi lesquelles la qualité des institutions domestiques (Prasad et al, 2003; Kose et al, 2006). Cette vision de la littérature stipule que les pays ayant libéralisé leur compte de capital doivent réunir certaines conditions liées à la qualité institutionnelle afin que cette intégration financière internationale puisse jouer son rôle de stimulateur de croissance.

L'amélioration du cadre institutionnel devient encore primordiale lorsque le pays décide de s'ouvrir aux marchés de capitaux internationaux, en raison des risques de crises inhérentes. L'une des raisons évoquées pour justifier les mauvaises performances des pays en développement, malgré l'ouverture de leurs comptes de capital, est la mauvaise qualité des institutions en place. En effet, malgré les prédictions de la théorie néoclassique selon laquelle, les pays en développement devraient tirer plus de profit de l'ouverture financière, car ces derniers présentent une plus grande productivité du capital, du fait de sa rareté et l'abondance de la main d'œuvre, ces pays sont toujours à la traîne. La qualité de la gouvernance publique et privée, le cadre juridique, le niveau de la corruption et le degré de transparence du gouvernement sont autant de facteurs susceptibles d'affecter l'allocation des ressources dans ces économies (Kose & al, 2009). Aussi, Alfaro & al (2004) avancent qu'une mauvaise définition et/ou une faible protection de droits de propriété est de nature à empêcher les flux de capitaux internationaux de transiter vers les projets les plus rentables, avec des effets négatifs sur le rythme de croissance économique.

Acemoglu et al (2005) soulignent que les pays qui ont connu de mauvaises performances macroéconomiques en raison de mauvaises politiques sont, pour la plupart, des pays où les institutions sont faibles. Leur définition d'institutions englobe les institutions politiques et leur degré d'instabilité, l'application des droits de propriété pour les investisseurs, ainsi que le degré de la corruption. De ce point de vue, une politique de libéralisation du compte de capital devrait être précédée de la mise en place d'institutions de qualité.

Le présent papier a pour objectifs, d'une part d'analyser les effets de l'intégration financière internationale sur la croissance des économies de l'UEMOA, et d'autre part, de voir comment la qualité des institutions et de la gouvernance influence cette relation. L'analyse s'inspire des développements théoriques de Kose & al (2006) qui considèrent que la qualité institutionnelle présenterait un seuil au-delà duquel l'ouverture financière pourrait permettre au pays destinataire des flux d'accroître son niveau de produit. En effet, si dans les premiers développements théoriques, le rôle important de l'ouverture financière dans le développement d'un pays est souligné, les résultats empiriques basés sur des études en coupe transversale et en panel dynamique sont cependant plus mitigés. Ces études sont pour la plupart basées sur l'hypothèse fondamentale de linéarité de la relation entre intégration financière et croissance économique. L'hypothèse de linéarité révèle ses limites dans la mesure où l'intégration financière ne devrait pas affecter de la même façon la croissance économique, lorsque les pays sont classés par groupe, selon le niveau de développement institutionnel. L'hypothèse formulée est que, deux pays ayant un même niveau d'intégration financière internationale, peuvent présenter des résultats différents en termes de croissance économique, du fait de la différence de leur développement institutionnel.

La suite du papier est présentée ainsi qu'il suit. La seconde section est consacrée à la synthèse de quelques études empiriques. La méthodologie adoptée dans cette étude est présentée dans la troisième section. La quatrième et dernière section présente les résultats et les discussions.

2. Intégration financière, institutions et croissance : Quelques évidences empiriques.

Dans cette section nous présentons quelques études précédentes ayant traité de la relation intégration financière – croissance économique, en prenant en considération le rôle de la qualité des institutions locales.

Kose & al (2009) ont mis en évidence l'existence d'effets de seuil dans le processus de l'intégration financière internationale. Devant l'incapacité des différentes études empiriques à mettre en évidence les effets directs de l'intégration financière sur la croissance, les auteurs se proposent d'étudier les filières indirectes, notamment le canal du développement financier et de la qualité institutionnelle. Ils utilisent les stocks totaux d'actifs et de passifs comme mesure de l'exposition d'un pays aux marchés financiers internationaux, et regroupent les pays en trois groupes : 21 pays développés, 21 pays émergents et 42 pays en développement, soit un total de 84 pays et des données couvrant la période 1975-2004. Les auteurs arrivent à mettre en évidence que les effets positifs de l'intégration financière sont importants lorsque certains seuils de développement financier, de qualité institutionnelle, de l'ouverture commerciale, des rigidités du marché du travail et du niveau global de développement sont atteints. De plus, ces seuils dépendent du niveau de développement du pays. Par exemple, pour le niveau de développement financier, le seuil idéal trouvé vaut 0,71, 0,32 et 0,19, respectivement pour les pays industriels, les pays émergents et les pays en développement de l'échantillon. Cette étude est une référence dans la mise en évidence des effets de seuil dans la relation entre IFI et croissance économique.

Chen et Quang (2014) utilisent des techniques de panel non linéaire pour déterminer des éventuels seuils dans la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique, pour 80 pays dont 23 développés et 57 émergents et en développement, sur la période 1984–2007. Pour ce faire, les auteurs utilisent quatre mesures quantitatives de l'intégration financière internationale, à savoir : les flux totaux de capitaux, comme la somme

des entrées et sorties de toutes les formes de capitaux, en pourcentage du PIB ; les entrées de capitaux en pourcentage du PIB ; ce dernier a ensuite été séparé en flux privés et dette publique. Les auteurs aboutissent aux résultats que l'intégration financière pourrait faciliter la croissance économique dans des pays satisfaisant certaines conditions de seuils, en termes de niveau de revenu, de qualité institutionnelle, de développement financier, d'inflation et de dépenses gouvernementales. Ainsi l'intégration financière affecte positivement et significativement la croissance dans les pays ayant un niveau de développement financier au-dessus du seuil de 74,7% du PIB (en termes de crédit au secteur privé), un niveau de seuil de qualité institutionnelle de 25,9 (ils utilisent comme proxy les données du Guide International Risque Pays), un niveau de dépenses gouvernementales supérieur à 14% du PIB et un taux d'inflation au-delà de 1%. Néanmoins, malgré ces résultats forts intéressants, on peut reprocher à ces auteurs de ne pas avoir testé la possibilité d'existence de seuils multiples, notamment en ce qui concerne le taux d'inflation, qui, à un certain niveau peut être nuisible à l'économie. De plus, l'échantillon apparaît trop hétérogène (pays développés, émergents et pays en développement) et l'interprétation des différents seuils devrait en tenir compte.

L'étude de Slesman & al (2015) se donne également pour objectif principal d'examiner les effets de seuil de l'infrastructure institutionnelle sur le lien entre les flux de capitaux étrangers et la croissance économique. Pour ce faire, ils utilisent une base de 80 pays, comprenant des pays avancés, des pays émergents et des pays en développement, et couvrant la période 1975-2005. Comme proxys de la mesure institutionnelle, ils utilisent les données du Guide International Risque Pays (ICRG) et l'indice de l'Institut Fraser (EF). Ils aboutissent au résultat que les flux de capitaux privés et de dettes ont des effets positifs uniquement dans les pays disposant des institutions de meilleure qualité (au-dessous des seuils de 6,0271 et 6,1815 qu'ils ont déterminé, respectivement pour les indices ICRG et EF), alors que les pays dont la qualité de leurs institutions se trouve en dessous de ce seuil enregistrent des effets soit négatifs, soit non significatifs.

Jude et Levieuge (2016) mettent en relation les investissements directs étrangers (IDE) et la croissance économique, en considérant la qualité des institutions comme variable de transition. L'échantillon d'étude comprend 93 pays sur une période 1984 – 2009. Comme mesure de la qualité institutionnelle, les auteurs utilisent 11 indicateurs de l'International Country Risk Guide. Ils aboutissent aux résultats principaux suivants : i) la qualité institutionnelle module clairement les effets des IDE sur la croissance des économies en développement ; ii) les IDE pris uniquement n'ont aucun effet sur la croissance économique, tout comme en présence de faible qualité institutionnelle ; iii) enfin, cette relation devient positive et significative pour un certain niveau de la qualité institutionnelle.

Enfin, Trojette (2016) analyse les effets de seuil de la qualité institutionnelle dans la relation qui lie les investissements directs étrangers (IDE) à la croissance économique sur la base d'un modèle de panel dynamique. Pour les pays de l'Afrique Sub-Saharienne, l'auteur estime un seuil de 0,51 sur une échelle allant de 0 à 1 pour l'indicateur composite de la qualité institutionnelle. Ce seuil permet de distinguer les effets des IDE sur la croissance économique à travers deux régimes. Ainsi, les effets positifs ne sont observables qu'au-delà de ce seuil. Toutefois, les analyses sur les douze composantes de la qualité institutionnelle de l'International Country Risk Guide (ICRG) révèlent que seule la stabilité du gouvernement présente un seuil (soit 0,15) autour duquel s'effectue un changement de régime de façon significative.

3. Méthodologie d'analyse et données utilisées.

3.1. Méthodologie

Plusieurs analyses des effets de l'ouverture financière sur la croissance économique basés sur des études en coupe transversale et en panel dynamique ont donné des résultats assez mitigés. Ces études sont pour la plupart basées sur l'hypothèse fondamentale de linéarité de la relation entre ouverture financière et croissance économique. L'hypothèse de linéarité révèle ses limites dans la mesure où l'intégration financière ne devrait pas affecter de la même façon la croissance économique, lorsque les pays sont classés par groupe, selon le niveau de développement institutionnel. En effet, deux pays ayant un même niveau d'intégration financière internationale peuvent présenter des résultats différents en termes de croissance économique, du fait de la différence de leur développement institutionnel.

Plusieurs méthodes sont utilisées pour l'analyse des relations non-linéaires dans les modèles de données de panel, allant des méthodes paramétriques aux méthodes non-paramétriques.

Selon Eggoh (2009) les régressions non-paramétriques, si elles permettent d'obtenir un meilleur ajustement du nuage de points matérialisant la relation entre les deux variables, n'ont pas pour but d'estimer des coefficients ou de mesurer le degré de covariation entre les variables. En outre, la principale limite de l'approche non-paramétrique est qu'elle ne peut appréhender que la relation entre deux variables, par exemple entre intégration financière internationale et croissance économique. Cette approche ne prend donc pas en compte des variables permettent de mesurer le cadre macroéconomique et institutionnel propre à chaque pays. Ainsi, elle ne permet pas de cerner cette non linéarité dans le temps d'une part et d'autre part d'identifier les variables qui conditionnent cette relation. Dans ces conditions, l'approche paramétrique lui est souvent préférée. Les approches paramétriques les plus utilisées sont entre autres : la représentation polynômiale (dont quadratique pour l'hypothèse de seuil unique) et les modèles à changement de régime PTR (*Panel Threshold Regression*) développés par Hansen (1999).

Il est proposé dans cette partie une démarche de modélisation à plusieurs régimes (*Panel Threshold Regression*: PTR). Ce modèle permet d'introduire des seuils dans une régression de panel statique, à travers un mécanisme de transition brusque qui s'effectue entre les différents régimes. L'avantage de ce type de modèle, préféré aux modèles quadratiques, est qu'il permet non seulement de déterminer le nombre de régimes d'une variable, mais aussi d'estimer les niveaux de seuil et l'impact marginal de cette variable. La formulation générale du modèle de Hansen (1999) satisfaisant une représentation PTR est la suivante :

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} + \beta'_2 x_{it} I(q_{it}; \gamma) + \varepsilon_{it}$$
 (1)

Où y_{ii} est la variable dépendante, μ_i les effets fixes individuels, β_1 et β_2 des vecteurs $K \times 1$ de paramètres, $I(q_{it}; \gamma)$ désigne la fonction de transition associée une variable de transition q_{it} et à un vecteur de paramètres de seuil γ ; x_{it} est un vecteur des variables explicatives ne contenant pas la variable expliquée retardée; et \mathcal{E}_{it} le terme d'erreur indépendamment et identiquement distribué $(0; \sigma_{\varepsilon}^2)$. Le modèle de Hansen à deux régimes pour la présente étude peut donc s'écrire comme suit:

 $y_{it} = \mu_i + \beta_1' IFI_{it} I(q_{it} \le \gamma) + \beta_2' IFI_{it} I(q_{it} > \gamma) + \phi' z_{it} + \epsilon_{it}$ (2)

Dans cette dernière équation, z_{it} est l'ensemble des variables dont les coefficients associés ne connaissent pas un changement d'un régime à l'autre. y_{it} est le PIB réel par tête, IFI_{it} est la variable d'intégration financière internationale, $INST_{it}$ est la variable de la qualité institutionnelle déterminante pour le changement de régime, Z_{it} la matrice des autres variables explicatives (taux d'inflation, dépenses publiques de consommation, capital humain, ouverture commerciale, formation brute du capital fixe, crédit à l'économie et taux de croissance de la population). β_1 et β_2 est composée des paramètres permettant de capter l'effet marginal de l'intégration financière internationale sur la croissance économique dans les deux régimes. i=1,...,N indique la dimension individuelle (pays) et t=1,...,T la dimension temporelle. I(.) est une fonction indicatrice définie par la variable de transition (INST) et le niveau seuil (γ) . Cette fonction prend la valeur 1 si les arguments qu'elle contient sont valides et 0 sinon.

3.2. Les données de l'étude

Pour l'étude empirique, il est utilisé différentes bases de données d'institutions internationales, sur la période 1996 – 2015 selon la disponibilité de certaines données.

Les données relatives à la qualité des institutions politiques sont issues de la base Worldwide Governance Indicators (WGI) de l'Institut de la Banque Mondiale, développée par Kaufmann, Kraay et Zoido-Lobatón (KKZ). Ces indicateurs, disponibles depuis 1996, cherchent à apporter une solution à un certain nombre de préoccupations. Les auteurs remarquent que, malgré une multitude de sources produisant des indicateurs relatifs à la qualité des institutions, on peut noter un manque de robustesse dans les comparaisons internationales sur des sources de données individuelles, et la difficulté d'interpréter correctement les différences inter-pays. Kaufmann et al exploitent une masse de sources de données, issues essentiellement d'enquêtes régionales et internationales, qui leur permettent de disposer d'un vaste éventail de pays. Cette base regroupe des indicateurs composites de chacun des six aspects de la gouvernance, dont le contrôle de la corruption, la stabilité politique et l'absence de violence, la qualité de la régulation, la gouvernance, la règle de loi, et à la voix et responsabilité. Ces indicateurs prennent leurs valeurs entre – 2,5 et + 2,5 et sont disponibles à partir de 1996; la borne supérieure indique la meilleure qualité des institutions. Il est procédé à une standardisation afin d'obtenir des données comprises entre 0 et 1, pour faciliter leur interprétation. Sur la base des 06 indicateurs de gouvernance de l'institut de la banque mondiale, nous construisons un indicateur composite par l'analyse en composante principale.

Pour la mesure de l'intégration financière internationale, nous retenons des mesures *de facto* basée sur la construction de Lane et Milesi-Ferretti (2017); cette méthodologie donne des mesures de stocks qui ont la propriété d'être moins instables et donc préférées aux mesures de flux. On y retrouve ainsi des données de stock relatives aux investissements directs étrangers et aux dettes. Nous construisons également un indicateur global d'intégration financière internationale qui est donné par la somme des avoirs et engagements extérieurs rapportée au PIB. Cet indicateur prend en compte tous les types de capitaux (entrants comme sortants).

La matrice des autres variables explicatives (variables de contrôle) est composée, entre autres, des données relatives aux dépenses gouvernementales, taux d'inflation, formation brute du capital fixe, crédit à l'économie et sont toutes issues de la base de la Banque Mondiale (WDI, 2016). Comme mesure du capital humain, il est utilisé le *Human Assets Index* (HAI) de la FERDI¹. Cet indice composite prend en compte deux indicateurs relatifs à l'éducation (le taux d'alphabétisation des adultes et le taux brut de scolarisation au secondaire), et deux indicateurs relatifs à la santé (l'indice de prévalence de la malnutrition et le taux de mortalité des enfants de moins cinq ans).

4. Les résultats d'estimation et interprétations

4.1. Statistiques descriptives des données.

Le tableau 1 de l'annexe présente les statistiques descriptives sur les différentes variables.

Il ressort que sur la période de l'étude (1996-2015), le taux de croissance moyen du produit par tête culmine à 1,39%, pour un minimum de -6,65% et un maximum de 12,05%, enregistrés respectivement en Côte d'Ivoire en 2011 puis au Mali en 2001. Pour ce qui concerne les indicateurs d'intégration financière internationale, les pays de la zone UEMOA affichent un stock de dette moven de 67,28% du PIB, contre un stock moven d'engagements en investissement direct étranger de 14% sur la période. L'indicateur global d'ouverture financière de facto (IFI) est en moyenne de 110,24%, dont le niveau maximum de 252,68% est atteint en 2015 par le Burkina Faso, et le minimum de 31,70% au Niger en 2006. Les statistiques relatives aux variables de la qualité institutionnelle font ressortir que les pays de l'espace UEMOA présentent, en moyenne, de faibles performances. Les meilleurs performances sont observées au niveau des variables « voix et responsabilité » et « risque politique » qui enregistrent une moyenne de 0,42, sur une échelle de 0 à 1 avec 1 le meilleur niveau de qualité institutionnelle possible. Le niveau maximal est atteint, respectivement, au Mali en 2003 pour la variable « voix et responsabilité » (0,58), et au Bénin en 1996 pour la variable « risque politique » (0,69). Les plus faibles niveaux pour ces deux indicateurs, sont enregistrés, respectivement, au Niger en 1996 pour « voix et responsabilité » (0,13) et en Côte d'Ivoire en 2005 pour le « risque politique » (0,04); la guerre civile qu'a connue ce pays sur la période justifie le degré très élevé du risque politique. Pour les autres variables de la qualité institutionnelle, l'on peut remarquer par exemple que le degré de corruption est assez important (indice de 0,38 en moyenne). Le Sénégal a enregistré la meilleure note en matière de lutte contre la corruption en 2002 avec un maximum de 0,56, alors que la Côte d'Ivoire enregistre la plus faible note (0,25, synonyme de forte corruption) en 2005.

4.2. Les résultats de base de l'analyse économétrique

Il est présenté d'abord dans cette section, les inférences sur le seuil endogène déterminé, avant de présenter les résultats de nos estimations.

¹ Fondation pour les Etudes et Recherches sur le Développement International.

4.2.1. Inférences statistiques dans les modèles de seuil

Les inférences sur les modèles de seuil sont relatives aux tests de linéarité, de détermination du nombre de régimes et la construction d'un intervalle de confiance.

Le test de linéarité consiste à montrer que le seuil est statistiquement significatif, et que la relation entre les variables peut être représentée suivant un modèle à changement de régimes. Cela revient à tester dans l'équation (2) l'hypothèse nulle $H_0: \beta_1 = \beta_2$ contre l'hypothèse alternative $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$. La décision est prise sur la base de la statistique du ratio de vraisemblance suivante : $LR_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma}_1)}{\hat{\sigma}^2}$ où S_0 est la somme des carrés des résidus du modèle linéaire et $S_1(\hat{\gamma}_1)$ la somme des carrés des résidus du modèle à un seuil.

Le test de détermination du nombre de régime s'applique en présence d'un effet de seuil avéré. La procédure de test est similaire à celui du test de linéarité. Il s'agit par exemple de tester si le modèle comporte deux régimes ou au minimum trois régimes, et ainsi de suite. La statistique suivante est construite : $LR_2 = \frac{S_1(\hat{\gamma}_1) - S_2(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2)}{\hat{\sigma}^2}$ où S_2 est la somme des carrés des résidus du modèle à trois régimes. L'hypothèse nulle d'un seuil unique est rejetée en faveur d'au minimum deux, si la valeur de LR_2 est supérieure aux valeurs critiques. Le processus doit poursuivre pour déterminer le nombre maximum de régimes.

Lorsque l'effet de seuil est avéré et le nombre de seuil est déterminé, Hansen (1999) montre que les seuils $\hat{\gamma}$ sont des estimateurs convergents des valeurs vraies, et que la distribution asymptotique de ceux-ci est non standard. Il faut, pour cela, construire un intervalle de confiance qui est une région de non rejet en se servant des tests précédents.

Le tableau 2 présente les résultats des inférences statistiques des effets seuil de la qualité institutionnelle dans la relation qui lie l'intégration financière internationale à la croissance économique dans l'espace UEMOA. Le test est mené pour trois équations correspondant chacune à un indicateur d'intégration financière internationale : l'indice global d'intégration financière internationale (IFIG), mesure *de facto* donnée par la somme des stocks bruts des avoirs et des engagements extérieurs (en pourcentage du PIB) et les engagements extérieurs en investissements directs étrangers (IDE) et en dette.

Tableau 2 : Test de linéarité et de nombre de régimes

Variables d'interaction	(IFIG)	(IDE)	(DETTE)
Deux régimes (seuil unique)			
Seuil $\hat{\gamma}_1$	0,399	0,399	0, 399
IC (95%)	[0,391;0,416]	[0,407;0,467]	[0,391; 0,416]
LR-test (p-value)	22,22 (0,003)	20,39 (0,008)	21,96 (0,002)
Trois régimes (deux seuils)			
Seuil $\hat{\gamma}_2$	0,528	0,556	0,528
IC (95%)	[0,524;0,533]	[0,551;0,557]	[0,524; 0,533]
LR-test (p-value)	-4,34 (1,000)	-18.17 (1,000)	-4,44 (1,000)

Source : calcul de l'auteur à travers la procédure de bootstrap de Hansen (1999).

Le tableau renseigne sur la valeur seuil de la qualité institutionnelle, mesurée par l'indice composite, ainsi que les différents tests de validation. Sur une échelle de 0 à 1, le seuil de qualité institutionnelle calculé est de 0,399; il ne varie pas avec la variable d'intégration financière utilisée. Les statistiques de maximum de vraisemblance (LR – Test) rejettent l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients ($H_0: \beta_1 = \beta_2$) des deux régimes, et confirme le seuil unique. Les tests du double seuil permettent de confirmer le modèle à deux régimes. En effet, le deuxième seuil apparaît non significatif, du point de vue de la statistique du ratio de vraisemblance.

4.2.2. Les résultats d'estimation du modèle

Le tableau 3 présente les résultats de l'estimation des élasticités des variables retenues pour le modèle à effets fixes (suivant la procédure proposée par Hansen, 1999). Les estimations prennent en compte les résultats des tests de stationnarité réalisés sur les variables en logarithme. La probabilité de la statistique de Fisher et le R-carré confirment l'adéquation globale des différents modèles.

Tableau 3 : Effets de seuil de la qualité institutionnelle dans la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique.

Variable dépendante : Logarithme du PIB réel par tête.

variable dependance	Bogarranne aa	TB reer par teter	
Variables explicatives	(IFIG)	(IDE)	(DETTE)
Intégration Financière (Institutions $\leq \hat{\gamma}$	0,0149	-0,0402***	0,0124
	(0,0180)	(0,0139)	(0,0145)
Intégration Financière (Institutions > $\hat{\gamma}$	0,0358**	0,0134	0,0338**
	(0,0168)	(0,0114)	(0,0131)
Ouverture commerciale	0,0475	0,107**	0,0472
	(0,0558)	(0,0443)	(0,0530)
Consommation publique	-0,0759*	-0,0949**	-0,0686
	(0,0454)	(0,0421)	(0,0461)
Population	0,188***	0,133**	0,180***
	(0,0658)	(0,0639)	(0,0670)
Capital humain	0,216***	0,209***	0,229***
	(0,0363)	(0,0354)	(0,0378)
Inflation	-0,00105	0,000483	0,000279
	(0,00998)	(0,00902)	(0,0102)
Formation brute du capital fixe	-0,130***	-0,154***	-0,118***
	(0,0320)	(0,0281)	(0,0330)
Crédit à l'économie	0,0654**	0,0593**	0,0652**
	(0,0309)	(0,0282)	(0,0313)
Constante	11,57***	11,69***	11,51***
	(0,204)	(0,187)	(0,211)
Observations	140	140	140
Nombre de pays	7	7	7
R-carré	0,686	0,741	0,679
Prob > Fisher	0,000	0,000	0,000

Source : Output de stata 14 généré par les auteurs

Notes: Les trois équations correspondent aux trois variables d'intégration financière retenues (indicateur global de facto, le stock d'IDE et le stock de dettes). Les autres variables constituent un ensemble de variables de contrôle et sont toutes introduites en logarithme simple, sauf l'inflation donnée par log (inflation+10). Les valeurs entre parenthèse sont les erreurs-types; ***significatif au seuil de 1%, **significatif au seuil de 5%, *significatif au seuil de 10%.

Ainsi, les effets de l'intégration financière internationale peuvent être observés à travers les deux régimes. Pour les trois indicateurs *de facto* de l'intégration financière, la distinction entre les deux régimes est significative, avec toutefois quelques disparités liées au type d'indicateur utilisé. Pour l'indice global d'intégration financière internationale (IFIG), les effets sur la croissance économique deviennent positifs et significatifs à 5% au-delà du seuil, même si le signe demeure positif mais non significatifs. Lorsque nous mesurons l'intégration financière internationale par les stocks d'entrée d'IDE, nous remarquons que pour un niveau de la qualité institutionnelle inférieur au seuil (bas régime), l'intégration financière impacte négativement et significativement la croissance économique au seuil d'erreur de 1%. Une hausse du stock d'IDE

de 1% par exemple s'accompagne d'une réduction du produit par tête de 0,04%. Cette influence change de sens une fois le seuil dépassé (haut régime), même si elle devient non significative. Ces résultats corroborent ceux trouvés par Slesman & al (2015) et Trojette (2016).

Pour ce qui est du stock de dette (en % du PIB), l'effet positif et significatif est uniquement observé lorsque le niveau de la qualité institutionnelle est supérieur au seuil calculé (haut régime) ; en-deçà du seuil l'effet devient négligeable. Ainsi, lorsque les institutions sont de bonne qualité, une hausse du stock de dette extérieure de 1% s'accompagne d'une hausse du PIB par tête de 0,03%. Il est donc possible de conclure qu'un certain seuil de développement institutionnel est nécessaire afin de bénéficier des effets positifs de la globalisation par l'endettement, et limiter les effets pervers des IDE.

Les estimations font ressortir également que le capital humain, le taux de croissance de la population et le crédit à l'économie ont un effet positif et significatif sur la croissance économique. La consommation publique et l'investissement domestique ont, cependant, des effets négatifs et significatifs sur les variations du PIB par tête. L'accroissement de la consommation publique peut dégrader la qualité des dépenses publiques, et entraîner avec elle une administration pléthorique occasionnant des gaspillages des ressources de l'Etat ; ce qui peut expliquer ce résultat.

4.2.3. Analyse de robustesse et de sensibilité basée sur les différentes composantes de la qualité institutionnelle

Dans cette section, il est fait une analyse en panel seuil, en prenant en compte les 6 indicateurs de Kaufman de la gouvernance, à savoir le contrôle de la corruption, la stabilité politique et l'absence de violence, la qualité de la régulation, la gouvernance, la règle de loi, et la voix et la responsabilité. Les estimations sont présentées en annexe. Le tableau 4 résume les effets de l'intégration financière internationale sur la croissance économique, conditionnellement à un seuil de la qualité institutionnelle représenté par chacun des 06 indicateurs. Les résultats complets des différentes estimations sont reportés en annexe en adoptant la même méthodologie que précédemment. Il est utilisé un indicateur de la qualité institutionnelle par équation pour tenir compte de la multicolinéarité entre ces indicateurs.

Tableau 4 : Récapitulatif des effets de l'intégration financière sur la croissance économique à travers les deux régimes.

Variables de	Voix et	Stabilit	Efficacité	Qualité	Règle de loi	Contrôle de
gouvernance	respons	é	du	de la		corruption
	abilité	politiqu	gouverneme	régulatio		
		e	nt	n		
Seuil $\hat{\gamma}$	0,385	0,268	0,325	0,353	0,344	0,331
IFIG	0,0591*	0,0351	0,0512***	0,0145	0,0331**	0,0275
$(\operatorname{Inst} \leq \hat{\gamma})$	**	*				
	(0,0184)	(0,0182	(0,0164)	(0,0171)	(0,0163)	(0,0171)
IFIG	0,0509*	0,0482	0,0720***	0,0363**	0,0535***	0,0445***
$(\operatorname{Inst} > \hat{\gamma})$	**	***				
	(0,0179)	(0,0175	(0,0169)	(0,0162)	(0,0160)	(0,0166)
)				
IDE (Inst $\leq \hat{\gamma}$)	0,00672	0,0087	-0,0190	-	-0,0392***	-0,0270*
		0		0,0341**		
	(0,0133)	(0,0139	(0,0130)	(0,0139)	(0,0142)	(0,0139)
IDE (Inst > $\hat{\gamma}$)	0,0531* **	0,0323	0,0235**	0,0110	0,0130	0,0122
	(0,0140)	(0,0134	(0,0116)	(0,0117)	(0,0116)	(0,0119)
DETTE	0,0647*	0,0299	0,0229*	0,00472	0,0240*	0,0151
$(\operatorname{Inst} \leq \hat{\gamma})$	**	**	,		ŕ	
	(0,0176)	(0,0139	(0,0138)	(0,0142)	(0,0130)	(0,0143)
)				
DETTE	0,0433*	0,0457	0,0409***	0,0282**	0,0446***	0,0329**
$(\operatorname{Inst} > \hat{\gamma})$	**	***				
	(0,0138)	(0,0135	(0,0131)	(0,0128)	(0,0126)	(0,0131)
)	ut do stoto 14 a			

Source : Output de stata 14 généré par les auteurs

Note : IFIG = indice global d'intégration financière internationale ; IDE = investissement direct étranger ; DETTE = endettement extérieur.

Il ressort de ces résultats que la qualité institutionnelle a une influence différenciée sur la relation qui lie l'intégration financière à la croissance économique, et que cette différence suit, d'une part, l'indicateur institutionnel, et d'autre part, l'indicateur d'intégration financière utilisé. Ainsi, l'indicateur global d'intégration financière (IFIG) affecte positivement et de façon significative la croissance économique dans le haut régime (pour des valeurs de la qualité institutionnelle supérieure aux seuils), pour tous les indicateurs de la gouvernance. Le même constat peut être fait lorsque nous mesurons l'intégration financière par l'endettement extérieur. Toutefois pour ces deux mesures d'intégration financière (IFIG et DETTE), les seuils apparaissent significatifs uniquement pour les deux indicateurs de gouvernance « qualité de la régulation » et « contrôle de corruption ». En effet, pour ces deux indicateurs, l'on peut

remarquer un changement dans les effets de l'intégration financière sur la croissance économique suivant les régimes. Pour la variable IDE, l'effet positif et significatif dans le haut régime est observé pour les indicateurs « voix et responsabilité », « stabilité politique » et « efficacité du gouvernement ».

En somme, il ressort de l'ensemble des résultats que la qualité des institutions prises dans leur spécificité permet de moduler les effets de l'intégration financière internationale sur la croissance économique, notamment en limitant les effets pervers liés à lorsqu'un certain niveau de seuil est atteint.

5. Conclusion

En somme, ce papier a analysé la relation entre l'intégration financière internationale et la croissance économique dans l'espace UEMOA, en formulant l'hypothèse que cette dernière est conditionnée par le niveau de la qualité institutionnelle. Un modèle à seuil en panel a été élaboré en s'inspirant des développements de Hansen (1999). Les résultats révèlent que la qualité institutionnelle module les effets de l'intégration financière internationale sur la croissance économique, en admettent un seuil autour duquel s'effectue une transition. L'indicateur global d'intégration financière a un effet positif et significatif sur la croissance en présence d'une bonne qualité des institutions. Une analyse séparée des indicateurs d'intégration financière, permet de constater qu'une meilleure qualité des institutions permet d'atténuer les effets pervers de l'ouverture aux capitaux propres (IDE); les coefficients associés à cet indicateur sont non significatifs lorsque nous nous situons dans le second régime (qualité élevée des institutions), alors qu'ils sont significatifs et négatifs dans le régime avec faible qualité des institutions. L'ouverture par endettement extérieur est toutefois source de prospérité en présence d'une meilleure qualité institutionnelle (coefficients positifs et significatifs).

Il ressort de cette analyse que l'intégration financière internationale n'est pas une garantie de prospérité lorsqu'un certain nombre de conditions endogènes ne sont pas réunies, notamment en termes de bonne qualité des institutions domestiques. Une meilleure qualité des institutions domestiques peut permettre d'anéantir les effets pervers de cette ouverture financière, ou même les transformer en effets positifs en termes de croissance économique. La mise en place d'institutions de qualité ou le renforcement de celles déjà existantes devrait précéder toute politique allant dans le sens de l'ouverture du compte de capital des pays de l'espace UEMOA.

Références bibliographiques

- Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. (2005). Institutions as a fundamental cause of longrun growth; Chapter 6. Handbook of Economic Growth, Volume 1A. Edited by Philippe Aghion and Steven N. Durlauf.
- Adom, K., & Williams, C. C. (2014). Evaluating the explanations for the informal economy in third world cities: some evidence from Koforidua in the eastern region of Ghana. *International Entrepreneurship and Management Journal*, 10 (2), 427-445.
- 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, 89–112.
- Baccaro, L., & Rei, D. (2005). Institutional determinants of unemployment in OECD countries:
 A time series cross-section analysis (1960-98).

- Becker, K. F. (2004). The informal economy: Fact finding study. Stockholm: Sida, 76.
- BIT. (1972). Employment, Incomes and Equality. A Strategy for increasing productive Employment in Kenya. *OIT, Genève*.
- Botero, J. C., Djankov, S., Porta, R. L., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (2004). The regulation of labor. *The Quarterly Journal of Economics*, 119 (4), 1339-1382.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies*, 47 (1), 239-253.
- Chen, J., & Quang, T. (2014). The impact of international financial integration on economic growth: New evidence on threshold effects. *Economic Modelling* 42, 475–489.
- Chen, M. A. (2012). The informal economy: Definitions, theories and policies. WIEGO working Paper, 1 (26), 90141-4.
- Choi, J. P., & Thum, M. (2005). Corruption and the shadow economy. *International Economic Review*, 46 (3), 817-836.
- Chong, A., & Gradstein, M. (2004). Inequality and Institutions . *IDB Working Paper* (419).
- De Gregorio, J. (1999). Financial integration, financial development and economic growth. *Estudios de Economia*, 137 161.
- DREHER, A., & SCHNEIDER, F. (2010). Corruption and the shadow economy: an empirical analysis. *Public Choice*, 144 (1-2), 215-238.
- Eggoh, J. C. (2009). Croissance Economique et Développement Financier : éléments d'analyse théorique et empirique. Thèse de doctorat : sciences économiques, Université d'Orléans.
- Fischer, S. (1998). Capital Account Liberalization and the Role of the IMF, in Should the IMF Pursue Capital-Account Convertibility?, . Essays in International Finance, No. 207 (Princeton, New Jersey: International Finance Section, Department of Economics Princeton University).
- Friedman, E., Johnson, S., Kaufmann, D., & Zoido-Lobaton, P. (2000). Dodging the grabbing hand: the determinants of unofficial activity in 69 countries. *Journal of public economics*, 76 (3), 459-493.
- Galli, R., & Kucera, D. (2004). Labor standards and informal employment in Latin America. *World Development*, 32 (5), 809-828.
- Gallissot, R. (1991). Société formelle ou organique et société informelle. C. Coquery-Vidrovitch et S. Nedelec, Tiers-Monde: l'informel en question, , 285.
- Georgiou, G. M. (2007). Measuring the size of the informal economy: a critical review. *Occasional Paper in Economics*, 7 (1).
- Hansen, B. E. (1999). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica, Vol. 68, No. 3*, 575-603.
- Harris, J. R., & Todaro, M. P. (1970). Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. *The American economic review*, 126-142.
- Herwartz, H., Tafenau, E., & Schneider, F. (2015). One share fits all? Regional variations in the extent of the shadow economy in Europe. *Regional Studies*, 49 (9), 1575-1587.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115 (1), 53-74.
- J, M. (1984). « Measurement of urban employment », Socialismo et participacion. *septembre, Lima*.
- Johnson, S., Kaufmann, D., & Zoido-Lobaton, P. (1998). Regulatory discretion and the unofficial economy. *The American economic review*, 88 (2), 387-392.
- Johnson, S., Kaufmann, D., & Zoido-Lobatón, P. (1999). orruption, public finances and the unofficial economy. *World Bank Publications*, 2169.
- Jude, C., & Levieuge, G. (2016). Growth Effect of Foreign Direct Investment in Developing Economies: The Role of Institutional Quality. *The World Economy*.
- Kose, M. A., Prasad, E. S., Rogoff, K., & Wei, S. J. (2006). Financial Globalization: A Reappraisal. *IMF Working Paper*, WP/06/189, International Monetary Fund.

- Kose, M. A., Prasad, E., Rogoff, K., & Wei, S.-J. (2009). Financial globalization and Economic policies. *IZA Discussion Paper, No. 4037, February*.
- Krakowski, M. (2005). Determinants of the informal economy: the importance of regional factors.
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2017). International Financial Integration in the Aftermath of the Global Financial Crisis . *IMF Working Paper*.
- Lederman, D., Loayza, N. V., & Soares, R. R. (2005). Accountability and corruption: Political institutions matter. *Economics & politics*, 17 (1), 1-35.
- Levin, A., Lin, C.-F., & CHU, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108 (1), 1-24.
- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The manchester school*, 22 (2), 139-191.
- Loayza, N. (1996). The economics of the informal sector: a simple model and some empirical evidence from Latin America. *The World Bank*.
- Maloney, W. F. (2004). Informality revisited. World development, 32 (7), 1159-1178.
- Maulida, R. H., & Darwanto, D. (2018). Analysis of Institutional Quality Influence on Shadow Economy Development. *JEJAK: Jurnal Ekonomi dan Kebijakan*, 11 (1), 49-61.
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington, DC: Brookings Institution.
- Medina, L., & Schneider, F. (2018). Shadow economies around the world: what did we learn over the last 20 years? *IMF Working Papers*.
- Moser, C. O. (1978). Informal sector or petty commodity production: dualism or dependence in urban development? *World development*, 6 ((9-10)), 1041-1064.
- Muchiri, K. B. (2014). An analysis of the effect of the growth of the informal sector on tax revenue performance in Kenya.
- Neck, R. S. (1989). The consequences of progressive income taxation for the shadow economy : some theoretical considerations. *In The political economy of progressive taxation*, 149-176.
- Ouédraogo, I. M. (2017). Governance, corruption, and the informal economy. *Modern Economy*, 8 (02), 256.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogenous panels with multipleregressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 (S1), 653-670.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration. Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*.
- Pesaran, H. M. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Cambridge University Working Paper*, 0435.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22 (2), 265-312.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68 (1), 79-113.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, *94* (446), 621-634.
- Prasad, E., Rogoff, K., Wei, S.-J. K., & A. (2003). Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence. *International Monetary Fund (FMI)*.
- Quinn, D. (1997). The Correlates of Change in International Financial Regulation. *American Political Science Review, Vol. 91, No. 3*, 531-551.
- Razmi, S. M., Falahi, M. A., & Montazeri, S. (2013). Institutional quality and underground economy of 51 OIC member countries. *Universal Journal of Management and Social Sciences*, 3.
- Rei, D., & Bhattacharya, M. (2008). The impact of institutions and policy on informal economy in developing countries: an econometric exploration. *ILO*.

- Remeikiene, R., Gaspareniene, L., & Kartasova, J. (2014). Country-level determinants of the shadow economy during 2005-2013: the case of Greece. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 5 (13), 454.
- Rose-Ackerman, S. (1998). *Corruption et développement*. En Conférence annuelle de la Banque mondiale sur l'économie du développement 1997.
- Ruge, M. (2010). Determinants and size of the shadow economy—a structural equation model. *International Economic Journal*, 24 (4), 511-523.
- RUGE, M. (2010). Determinants and size of the shadow economy—a structural equation model. *International Economic Journal*, 24 (4), 511-523.
- Schneider, F. &. (2006). A heart for illegal workers. Why the shadow economy increases our prosperity. *Berlin: Econ.*
- Schneider, F. &. (1993). The development of the shadow economy under changing tax systems and structures: some theoretical and empirical results for Austria. *FinanzArchiv/Public Finance Analysis*, 344-369.
- Schneider, F. (2010). The influence of public institutions on the shadow economy: An empirical investigation for OECD countries. *Review of Law & Economics*, 6 (3), 441-468.
- Schneider, F., & Enste, D. H. (2000). Shadow economies: size, causes, and consequences. *Journal of economic literature*, 38 (1), 77-114.
- Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1993). Corruption. The quarterly journal of economics. 108 (3), 599-617.
- SLESMAN, L., BAHARUMSHAH, A. Z., & WOHAR, M. E. (2015). CAPITAL INFLOWS AND ECONOMIC GROWTH: DOES THE ROLE OF INSTITUTIONS MATTER? *International Journal of Finance & Economics*, 20, 253 275.
- Stiglitz, J. (2000). Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability. *World Devlopment, Vol. 28, No. 6*, 1075-1086.
- Tafenau, E., Herwartz, H., & Schneider, F. (2010). Regional estimates of the shadow economy in Europe. *International Economic Journal*, 24 (4), 629-636.
- Torgler, B., & Schneider, F. (2009). The impact of tax morale and institutional quality on the shadow economy. *Journal of Economic Psychology*, 30 (2), 228*245.
- Trojette, I. (2016). The effect of foreign direct invstment on economic growth: te institutional threshold. *Région et Développement* n° 43, 112-138.
- Zallé, O. (2019). Natural resources and economic growth in Africa: The role of institutional quality and human capital. *Resources Policy*, 62, 616-624.

Annexes

Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max		
Croissance du produit par tête : Variable dépendante							
TCPIBT	140	1,39	3,03	-6,65	12,05		
Variables d	Variables d'intégration financière internationale						
FDI	140	13,99	8,59	0,53	39,29		
DETTE	140	67,28	29,54	13,86	134,97		
IFI	140	110,24	42,35	31,70	252,68		
Variables d	le la quali	té instituti	ionnelle				
VOICE	119	0,42	0,11	0,13	0,58		
GOVEF	119	0,35	0,08	0,18	0,50		
POLITIC	119	0,42	0,14	0,04	0,69		
REGUL	119	0,40	0,05	0,27	0,49		
RULE	119	0,37	0,07	0,19	0,51		
CORR	119	0,38	0,07	0,25	0,56		

Source : Calcul des auteurs à partir des bases WGI (2018), WDI (2018) et Lane et Milesi-Ferretti (2017).

Tableau 5 : Intégration financière internationale globale, qualité institutionnelle et croissance économique.

Variables	Voix et	Stabilité	Efficacité	Qualité de	Règle de	Contrôle
explicatives /	responsab	politique	du	la	loi	de
variables de	ilité		gouvernem	régulation		corruptio
gouvernance			ent			n
IFIG (Inst $\leq \hat{\gamma}$)	0.0591**	0.0351*	0.0512***	0.0145	0.0331**	0.0275
	*					
	(0.0184)	(0.0182)	(0.0164)	(0.0171)	(0.0163)	(0.0171)
IFIG (Inst $> \hat{\gamma}$)	0.0509**	0.0482**	0.0720***	0.0363**	0.0535**	0.0445**
	*	*			*	*
	(0.0179)	(0.0175)	(0.0169)	(0.0162)	(0.0160)	(0.0166)
Commerce	-0.0550	-0.0371	-0.0721	0.0754	0.0331	0.0286
	(0.0566)	(0.0554)	(0.0519)	(0.0547)	(0.0523)	(0.0544)
Consommation pub.	-0.0183	-0.0526	-0.0528	-0.0147	0.0250	-0.0322
	(0.0482)	(0.0476)	(0.0442)	(0.0430)	(0.0437)	(0.0443)
Population	0.302***	0.167**	0.0787	0.202***	0.307***	0.231***
	(0.0732)	(0.0736)	(0.0717)	(0.0629)	(0.0628)	(0.0645)
Capital humain	0.173***	0.217***	0.259***	0.189***	0.192***	0.202***
	(0.0396)	(0.0390)	(0.0378)	(0.0347)	(0.0346)	(0.0359)
Inflation	0.00553	0.00189	0.00109	0.0138	0.00287	-0.00428
	(0.0110)	(0.0105)	(0.00986)	(0.00986)	(0.00963)	(0.0100)
Formation du	-0.0523	-	-0.107***	-0.125***	-	-
capital		0.0794**			0.105***	0.145***
	(0.0317)	(0.0312)	(0.0299)	(0.0300)	(0.0290)	(0.0332)
Crédit à l'économie	0.0978**	0.0864**	0.0442	0.0833***	0.0462	0.0794**

(0.0341)(0.0325)(0.0312)(0.0297)(0.0302)(0.0306)Constante 11.44*** 11.60*** 11.80*** 11.27*** 11.22*** 11.51*** (0.203)(0.224)(0.216)(0.207)(0.201)(0.203)Observations 140 140 140 140 140 140 Nombre de pays 7 7 7 7 7 7 R-carré 0.649 0.693 0.707 0.708 0.688 0.633 Prob > Fisher 0.000 0.000 0.000 0.000 0.000 0.000

Source : Output de stata 14 généré par les auteurs

Tableau 6 : Investissements directs étrangers, qualité institutionnelle et croissance économique.

Variables	Voix et	Stabilité	Efficacité	Qualité	Règle de	Contrôle
explicatives /	responsa	politique	du	de	loi	de
variables de	bilité		gouvernem	régulatio		corruptio
gouvernance			ent	n		n
IDE (Inst $\leq \hat{\gamma}$)	0.00672	0.00870	-0.0190	-	-	-0.0270*
				0.0341**	0.0392**	
					*	
	(0.0133)	(0.0139)	(0.0130)	(0.0139)	(0.0142)	(0.0139)
IDE (Inst > $\hat{\gamma}$)	0.053***	0.0323**	0.0235**	0.0110	0.0130	0.0122
	(0.0140)	(0.0134)	(0.0116)	(0.0117)	(0.0116)	(0.0119)
Commerce	0.0847*	0.0189	0.0722	0.134***	0.132***	0.0949**
	(0.0505)	(0.0500)	(0.0445)	(0.0465)	(0.0461)	(0.0462)
Consommation pub.	0.0358	-0.0412	-0.0497	-0.00539	0.0246	-0.0391
-	(0.0472)	(0.0484)	(0.0422)	(0.0417)	(0.0418)	(0.0428)
Population	0.320***	0.207***	0.138**	0.187***	0.298***	0.198***
	(0.0682)	(0.0752)	(0.0657)	(0.0634)	(0.0612)	(0.0647)
Capital humain	0.0691*	0.161***	0.194***	0.165***	0.152***	0.172***
	(0.0409)	(0.0407)	(0.0360)	(0.0351)	(0.0348)	(0.0361)
Inflation	0.00589	-0.00247	-0.00377	0.0132	0.00426	-0.00450
	(0.0103)	(0.0105)	(0.00925)	(0.0094)	(0.00919)	(0.0094)
Formation du capital	-	-0.113***	-0.130***	-	-	-
_	0.126***			0.140***	0.132***	0.155***
	(0.0313)	(0.0321)	(0.0281)	(0.0282)	(0.0278)	(0.0296)
Crédit à l'économie	0.0679**	0.0778**	0.0424	0.081***	0.0552*	0.086***
	(0.0318)	(0.0329)	(0.0291)	(0.0287)	(0.0286)	(0.0294)
Constante	11.52***	11.77***	11.72***	11.30***	11.24***	11.58***
	(0.214)	(0.221)	(0.192)	(0.197)	(0.198)	(0.196)
Observations	140	140	140	140	140	140
Nombre de pays	7	7	7	7	7	7
R-carré	0.670	0.646	0.728	0.731	0.734	0.718
Prob > Fisher	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Source : Output de stata 14 généré par les auteurs

Tableau 7 : Endettement extérieur, qualité institutionnelle et croissance économique.

Variables	Voix et	Stabilité	Efficacité	Qualité de	Règle de	Contrôle
explicatives /	responsabi	politique	du	régulation	loi	de
variables de	lité		gouvernem			corruption
gouvernance			ent			
DETTE	0.064***	0.0299**	0.0229*	0.00472	0.0240*	0.0151
$(\operatorname{Inst} \leq \hat{\gamma})$						
	(0.0176)	(0.0139)	(0.0138)	(0.0142)	(0.0130)	(0.0143)
DETTE	0.043***	0.045***	0.0409***	0.0282**	0.0446**	0.0329**
$(Inst > \hat{\gamma})$					*	
	(0.0138)	(0.0135)	(0.0131)	(0.0128)	(0.0126)	(0.0131)
Commerce	-0.0536	-0.0285	0.0176	0.0825	0.0422	0.0430
	(0.0542)	(0.0518)	(0.0518)	(0.0527)	(0.0505)	(0.0527)
Consommation	-0.0187	-0.0474	-0.0578	-0.0167	0.0231	-0.0292
pub.						
	(0.0478)	(0.0471)	(0.0461)	(0.0436)	(0.0445)	(0.0450)
Population	0.225***	0.140*	0.172**	0.194***	0.294***	0.224***
	(0.0702)	(0.0741)	(0.0680)	(0.0642)	(0.0645)	(0.0658)
Capital humain	0.211***	0.238***	0.218***	0.199***	0.207***	0.211***
	(0.0400)	(0.0400)	(0.0378)	(0.0362)	(0.0363)	(0.0374)
Inflation	0.00316	0.00502	-0.00122	0.0140	0.00412	-0.00376
	(0.0108)	(0.0105)	(0.0103)	(0.0100)	(0.00989)	(0.0103)
Formation du	-0.0319	-0.0685**	-0.0659**	-0.118***	-	-0.136***
capital					0.0946**	
	(0.0000)	(0.0010)	(0.0000)	(0.0010)	*	(0.0070)
G (1)	(0.0333)	(0.0312)	(0.0303)	(0.0312)	(0.0300)	(0.0350)
Crédit à	0.0809**	0.087***	0.0627*	0.081***	0.0488	0.0770**
l'économie	(0.0221)	(0.0222)	(0.0017)	(0.0001)	(0.0200)	(0.0211)
a	(0.0331)	(0.0322)	(0.0317)	(0.0301)	(0.0308)	(0.0311)
Constante	11.44***	11.49***	11.47***	11.25***	11.17***	11.47***
01	(0.224)	(0.219)	(0.212)	(0.207)	(0.210)	(0.211)
Observations	140	140	140	140	140	140
Nombre de pays	7	7	7	7	7	7
R-carré	0.637	0.656	0.674	0.699	0.697	0.678
Prob > Fisher	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Source : Output de stata 14 généré par les auteurs