

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 04/19 -

Effets non-linéaires de l'intégration financière régionale sur la croissance économique en Afrique dans un contexte de globalisation financière

AVOM Désiré

Professeur titulaire

Université de Dschang

davom99@gmail.com

BALLA MEKONGO Célestin

Doctorant

Université de Dschang

juniorjordan.ball95@gmail.com

BIKAI J. Landry

Et Docteur en sciences économiques

Direction des Etudes, de la Recherche et des
Statistiques

bikai@beac.int

BANQUE DES ETATS DE
L'AFRIQUE CENTRALE

736, Avenue Monseigneur
Vogt BP:1917 Yaoundé
Cameroun

Tel : (237) 22234030 /
22234060

Fax : (237) 22233329

www.beac.int

Les opinions émises dans ce document de travail sont propres à leur (s) auteur (s) et ne représentent pas nécessairement la position de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale.

The opinions expressed in this working paper are those of the author (s) and don't necessarily represent the views of the Central Bank of Central Africa States.

Effets non-linéaires de l'intégration financière régionale sur la croissance économique en Afrique dans un contexte de globalisation financière *

Désiré AVOM[†] Célestin BALLA MEKONGO[‡]
Jacques Landry BIKAI[§]

24 février 2020

Résumé

Cet article analyse les effets non-linéaires de l'intégration financière régionale sur la croissance économique en Afrique. Sur un échantillon de 29 pays africains, nous estimons un modèle en panel dynamique par la méthode des moments généralisés (MMG) en première différence avec effets de seuil sur la période 1990-2017. Nous parvenons à deux principaux résultats importants. (i) Les pays capables de tirer profit des avantages de l'intégration financière régionale sur la croissance économique sont ceux qui présentent une grande ouverture commerciale et financière, un capital humain élevé, un développement financier faible, un faible niveau d'inflation, un régime démocratique, des dépenses gouvernementales élevées et une courte durée de régime politique. (ii) l'intégration financière régionale est associée à une probabilité faible de survenance d'une crise bancaire en Afrique. Ces résultats impliquent une libéralisation progressive des activités commerciales et financières, la mise en place des politiques de stabilité macroéconomique et l'amélioration de la qualité de l'environnement institutionnel.

Mots clés : Intégration financière ; croissance économique ; crise bancaire ; MMG en première différence avec effets de seuil, Afrique.

Codes JEL : F36, E23, G01, C33.

*Nous tenons à remercier tous ceux grâce à leur critique ont permis l'amélioration de cet article.

[†]Laboratoire de recherche en économie appliquée (LAREA), Université de Dschang, Cameroun

[‡]**Auteur correspondant** : Laboratoire de recherche en économie fondamentale et appliquée (LAREFA), Université de Dschang, Cameroun. Mail : juniorjordan.ballla95@gmail.com

[§]Direction des études, de la recherche et des statistiques, Banque des États de l'Afrique Centrale (BEAC), Yaoundé, Cameroun

Abstract

This paper analyses the non-linear effects of regional financial integration on economic growth in Africa. From a sample of 29 African countries, we estimate a dynamic panel model by the first difference generalized method of moments (FD-GMM) with threshold effects over the period 1990-2017. We are achieving two main important results. (i) Countries capable of capitalizing the benefits of regional financial integration on economic growth are those with high trade and financial openness, high human capital, low financial development, low inflation, democratic rule, high government spending and a short duration of political rule. (ii) Regional financial integration is associated with a low probability of a banking crisis in Africa. These results imply a progressive liberalization of commercial and financial activities, the implementation of macroeconomic stabilization policies and the improvement of institutional quality.

Keywords : Financial integration, economic growth, banking crisis, FD-GMM with threshold effects, Afrique.

JEL classification : F36, E23, G01, C33.

Résumé non technique

La présente étude naît d'un contexte particulièrement décisif pour l'avenir de l'Afrique. En effet, les débats qui entourent la constitution future d'une zone monétaire africaine et la mise en œuvre de la zone de libre-échange continentale nécessitent de se pencher très particulièrement sur la question de l'intégration financière régionale. En effet, la mise en œuvre d'une monnaie africaine exige une politique monétaire commune, pertinente et efficace ayant pour puissant instrument une intégration financière régionale effective. Concernant la zone de libre-échange continentale, sa survie nécessite qu'elle soit accompagnée par de robustes mécanismes d'ajustement parmi lesquels l'intégration des marchés financiers africains.

Cette étude analyse les effets non-linéaires de l'intégration financière régionale sur la croissance économique en Afrique. Les différences de systèmes financiers observés entre les pays africains imposent de se pencher sur les conditions d'obtention des gains de croissance économique générés par l'intégration financière régionale à travers le marché du crédit bancaire. Pour cela, nous faisons usage de la méthode des moments généralisés en première différence avec effets de seuil qui est une innovation dans cette étude, sur la période 1990 - 2017 pour un panel de vingt-neuf pays africains. A cet effet, nous utilisons huit variables de transition à savoir : l'indice de libéralisation du compte de capital, l'indice du capital humain, l'ouverture commerciale, le crédit accordé au secteur privé, l'inflation, le type de régime politique, les dépenses gouvernementales et la durabilité des régimes politiques. Le choix de ces variables étant essentiellement motivé par la littérature économique.

Les résultats auxquels nous parvenons dans cette étude indiquent que les pays capables de tirer avantage des gains de croissance économique générés par l'intégration financière régionale présentent une grande ouverture financière et commerciale, un capital humain élevé, un développement financier faible, un faible niveau d'inflation, un régime démocratique, des dépenses gouvernementales élevées et une courte durée de régime politique à des seuils respectifs de 0.130, 76.55%, 0.865, 28.15%, 2.621%, 0.735, 14.31% et 5.691. Ces résultats résistent particulièrement à l'usage d'un modèle PSTR (Panel Smooth Transition Regression) et à la probabilité de survenance d'une crise bancaire.

Ces résultats inspirent ainsi au moins trois implications économiques à savoir :

- L'importance de la libéralisation soutenue des marchés financiers africains suivie d'une amélioration des outils de réglementations;
- La poursuite des politiques de stabilisation macroéconomique (stabilité des prix et maîtrise des dépenses gouvernementales);
- La migration tous azimuts vers des régimes démocratiques et stables pour une meilleure visibilité sur les marchés financiers.

1 Introduction

La signature à Kigali par 54 États africains en décembre 2019 du projet de mise en place de la zone de libre-échange continentale africaine (ZLECAf) constitue une étape importante vers l'intégration économique du Continent. La réussite de ce projet est conditionnée par l'accélération de l'intégration financière régionale qui est supposée élargir les opportunités d'investissement et favoriser le développement du commerce.

L'intégration financière régionale se définit comme un processus de fusion ou d'interaction coordonnée des institutions financières dans leur fonctionnement au niveau régional (De Brouwer, 1999). Autrement dit, il s'agit d'un processus de renforcement des interactions entre marchés financiers nationaux, intervenant au niveau régional, conférant : (i) aux opérateurs les mêmes droits ; (ii) un accès non différencié à l'ensemble des instruments et services financiers ; (iii) un traitement équitable et égal quand ils décident d'intervenir sur le marché (Baele et al., 2004). Outre la discipline macroéconomique et financière qu'elle impose, l'intégration financière régionale ne saurait se déployer sans le développement financier. Cette dernière notion renvoie au processus par lequel les institutions et les marchés financiers augmentent en taille et en influence sur le reste de l'économie (Levine, 2005; Otchere et al., 2017). La combinaison de l'intégration financière régionale et du développement financier crée la notion de régionalisation financière (Ekpo et Chuku, 2017).

Littéralement, l'intégration financière régionale crée un environnement favorable pour le développement des activités économiques. Ceci en aidant à compléter une épargne interne parfois insuffisante et mal mobilisée, en améliorant l'allocation des financements en faveur d'investissements productifs à rendement élevés, en favorisant les économies d'échelle et la concurrence. Elle contribue à accroître l'accès aux services financiers en particulier le crédit bancaire par la réduction des coûts de transaction et à terme l'efficacité du système financier, permettant ainsi d'absorber les chocs asymétriques et de faciliter une croissance économique saine (Agénor, 2001; Wakeman-Linn et Wagh, 2008; Otchere et al., 2017). Toutefois, l'intégration financière régionale peut générer une allocation inégale des flux de capitaux en faveur des pays présentant des niveaux de développement financier élevés, et globalement des secteurs à fort potentiel de croissance¹. De plus, elle peut accroître le risque de contagion financière transnationale comme observé en 2007-2008 à travers la crise financière mondiale.

L'intégration financière régionale est de ce fait une opportunité pour l'Afrique. Avec un taux de croissance moyen du produit intérieur brut de 3.5% en 2017, l'Afrique se situe ainsi au-dessus de la croissance mondiale (3.1%) et de celle de la zone euro (1.8%) en moyenne.

1. Pour la (BAD, 2018), cinq secteurs d'activités présentent un fort potentiel de croissance en Afrique. Il s'agit : (i) le secteur des technologies ; (ii) le secteur agricole ; (iii) le secteur financier ; (iv) le secteur pétrolier ; (v) le secteur des infrastructures.

Elle confirme à cet effet sa deuxième place en terme de progression rapide de la croissance économique derrière l'Asie de l'Est (AfDB et al., 2016). Cependant, malgré l'importance des afflux financiers extérieurs² estimés à 193.7 milliards de dollars US en 2017 (BAD, 2020), le financement bancaire de l'économie africaine connaît de nombreuses velléités. En effet, bien que l'on observe des améliorations sur les conditions de crédit, les écarts de taux d'intérêt sur le marché du crédit restent élevés soit un taux moyen annuel de 6.17% contre 2.3% pour les pays avancés en 2017 (WDI, 2018). Par ailleurs, l'existence des grands groupes bancaires panafricains ne parvient pas véritablement à faire converger les instruments et les services bancaires sur les marchés du crédit africains. C'est pourquoi, l'unification des marchés financiers régionaux serait à même de redresser cette situation.

Pendant la première décennie des années 2000, l'essentiel des études sur la relation intégration financière régionale - activité économique se focalisait uniquement sur les analyses théoriques et descriptives dans le contexte africain (Wakeman-Linn et Wagh, 2008; Senbet, 2009). Pourtant, de nombreux travaux se basant à la fois sur des faits-stylisés et sur des analyses théorique et empirique ont mis en lumière le lien de "cause à effet" de l'intégration financière régionale sur l'activité économique en Asie de l'Est (De Brouwer, 1999; Park et Lee, 2011). Ce n'est qu'en 2017 qu'une étude très importante va se consacrer empiriquement sur la question de l'intégration financière régionale et l'activité économique en Afrique. En effet, Ekpo et Chuku (2017) vont illustrer au travers des techniques économétriques paramétriques et non paramétriques qu'une augmentation de l'intégration financière régionale améliore l'activité économique par un accroissement du PIB par tête et le stock de capital. Les effets étant plus importants pour les pays ayant un développement financier élevé et une meilleure qualité des institutions. Toutefois, la thèse du gradualisme dans l'intégration financière régionale des pays en développement est insuffisamment prise en compte dans cette étude. En effet d'après les tenants de cette thèse, une intégration financière régionale au profit de la croissance économique doit être conditionnée par une libéralisation financière et commerciale interne, un développement du système d'intermédiation financière, une stabilité macroéconomique et une meilleure qualité des institutions (McKinnon, 1993; McKinnon et Pill, 1997). D'où l'importance d'analyser la non-linéarité. Par ailleurs l'appartenance des pays africains à plusieurs communautés économiques régionales pose un problème d'hétérogénéité. L'importance du gradualisme repose également sur la nécessité d'une prévention de la survenance des crises financières dans les pays qui souhaitent assurer les gains de croissance de l'intégration financière régionale (Beji et Oueslati, 2013). La prise en compte de ces éléments nécessite qu'on augmente le nombre de variables qui conditionnent la relation intégration financière régionale-croissance économique et qu'on intègre le risque de survenance d'une crise financière comme une entrave potentielle à l'objectif de croissance économique.

2. Ils regroupent essentiellement les envois de fonds de migrants et les investissements directs étrangers.

Dans cette perspective, cet article contribue à la littérature de trois manières. D'abord, il intègre un plus grand nombre de variables de transition que l'étude précédente. Le but étant de capter suffisamment les caractéristiques spécifiques aux pays africains contenus dans notre échantillon et qui appartiennent à des communautés économiques régionales différentes. Deuxièmement, pour ressortir la non-linéarité, nous recourons à la méthode des moments généralisés (GMM) en première différence avec effets de seuils de [Seo et Shin \(2016\)](#) qui constitue une originalité. Troisièmement, cet article analyse également l'effet de l'intégration financière régionale sur la probabilité de survenance d'une crise bancaire en Afrique.

Les principales conclusions de notre analyse révèlent que l'intégration financière régionale améliore la croissance économique en Afrique. Cet effet étant plus important pour les pays ayant une grande ouverture financière et commerciale, un capital humain élevé, un développement financier faible, un faible niveau d'inflation, un régime démocratique, des dépenses gouvernementales élevées et une courte durée de régime politique à des seuils respectifs de 0.130, 76.55%, 0.865, 28.15%, 2.621%, 0.735, 14.31% et 5.691 années. De plus, nous avons la preuve que l'intégration financière régionale est associée à une probabilité plus faible de survenance d'une crise bancaire. En général, nos résultats sont robustes aux changements de techniques d'estimation.

Après cette introduction, le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 présente la synthèse de l'état de l'art. La section 3 quant-à-elle expose les données et quelques tests préliminaires. La section 4 présente le modèle, la technique d'estimation et la section 5 présente les résultats du modèle de référence et les discussions y afférentes tandis que la section 6 se penche sur l'analyse de la robustesse. La section 7 conclut avec quelques implications économiques.

2 Revue sélective de l'état de l'art

L'analyse du lien entre intégration financière régionale et croissance économique est relativement récente et s'est imposée avec l'édification des unions économique et monétaire à la fin des années 90. Le principal fondement théorique utilisé pour cette analyse est la théorie de la libéralisation financière ([McKinnon, 1973](#); [Shaw, 1973](#)). L'idée principale est que la libéralisation financière³ peut avoir un impact sur le développement financier qui, à son tour, affecte la croissance économique de manière endogène. En effet, la libéralisation financière comprend les politiques gouvernementales officielles qui se concentrent sur la déréglementation du crédit

3. La libéralisation financière dont il est question est celle du crédit. En effet, les travaux pionniers sur la question de la libéralisation financière se sont consacrés principalement sur le secteur bancaire. Toutefois, il existe d'importants travaux qui se sont focalisés sur la libéralisation du marché des actions à l'instar de [Bekaert et al. \(2005, 2011\)](#).

ainsi que sur le contrôle des taux d'intérêt, la suppression des barrières à l'entrée pour les institutions financières étrangères, la privatisation des institutions financières et la suppression des restrictions sur les transactions financières étrangères (Bumann et al., 2013). Ainsi, la libéralisation financière intègre à la fois une dimension interne et externe afin d'introduire ou de renforcer le mécanisme des prix sur le marché et d'améliorer les conditions de concurrence (Levine, 2001; Bumann et al., 2013).

Trois arguments sont généralement exposés dans la littérature pour capter les effets positifs de la libéralisation financière du crédit sur la croissance économique. Premièrement, la promotion de la concurrence induit une augmentation des taux d'intérêt sur les dépôts, que ceux appliqués aux produits d'épargne privée nationale. A l'extérieur, l'ouverture du compte de capital entraîne des entrées de capitaux sous forme de crédit et d'investissement en actions (Quinn et Toyoda, 2008). Dans les deux cas, la quantité de ressources disponibles augmentent pour satisfaire les besoins d'investissement. Les contraintes de financement des entreprises sont ainsi réduites et l'investissement augmente, ce qui entraîne une croissance plus forte (Levine, 2001, 2005). Deuxièmement, la libéralisation financière du crédit réduit le coût de la dette car la concurrence exerce une pression sur les marges bénéficiaires des banques, en particulier sur les taux d'intérêt exigés pour les prêts entraînant ainsi une hausse des investissements et la croissance (Bonfiglioli, 2008; Gamra, 2009). Troisièmement, lorsque la libéralisation financière se traduit par l'ouverture des marchés nationaux à la concurrence étrangère, cela peut conduire à l'importation de techniques bancaires et de gestion des risques ainsi que de nouveaux instruments et services financiers. Ce qui contribue à terme à l'amélioration de l'efficacité de l'intermédiation financière dans un pays, permettant d'accroître le rendement des investissements et, par conséquent, d'augmenter les taux de croissance économique (Bumann et al., 2013; Ketteni et Kottaridi, 2019). Toutefois, les travaux empiriques n'ont pas permis d'établir de façon unanime ces effets positifs sur la croissance économique. Bien au contraire certains ont abouti à des conclusions pessimistes selon lesquelles la libéralisation financière affecte négativement la croissance économique. Trois éléments soutiennent ces résultats à savoir l'existence des asymétries d'information (Stiglitz et Weiss, 1981; Stiglitz, 2000), la faiblesse de la structure réglementaire (Andersen et Tarp, 2003) et les risques élevés de crises bancaires (Demirgüç-Kunt et Detragiache, 1998; Ranciere et al., 2006). Les effets de la libéralisation financière du crédit sur la croissance économique sont donc ambigus.

En Afrique, l'adoption des politiques de libéralisation financière est intervenue à la fin des années 80 et début 90 sous l'impulsion des grandes institutions financières internationales. Le but étant de développer les systèmes financiers nationaux et de faciliter l'accès sur les marchés financiers internationaux. Cependant, les résultats obtenus sont apparus en deçà des projections théoriques. En effet, selon les expériences, elles ont conduit à un faible développement financier, une diminution des performances bancaires nationales et une plus grande instabilité

sur le marché du crédit (Chouchane-Verdier, 2004). Sur le plan externe, les résultats semblent ambigus. Certains travaux vont aboutir à la conclusion selon laquelle la libéralisation financière en terme d'intégration financière internationale n'a pas eu d'impact positif sur la croissance économique en Afrique car elle a accru sa volatilité (Mougani et al., 2006; Mougani, 2012). Par ailleurs, des études empiriques vont montrer que l'intégration financière internationale améliore indirectement la croissance économique à travers le canal du développement financier et de la qualité des institutions (Allegret et Azzabi, 2014). Les effets étant plus considérables dans les pays de l'Afrique australe (Ahmed et Mmolainyane, 2014; Ahmed, 2016). En réponse à cette ambiguïté, les nouveaux développements théoriques insisteront sur la nécessité d'une intégration financière régionale comme préalable à l'intégration financière internationale. L'intégration financière régionale devant permettre aux économies africaines ayant de petits marchés financiers de profiter des économies d'échelle systémiques (Wakeman-Linn et Wagh, 2008).

Les contributions ultérieures de De Nicolò et Juvenal (2014) permettent de poser les bases d'une relation empirique entre l'intégration financière régionale et la croissance économique. Ces derniers montrent qu'une intégration financière régionale par le marché des actions accroît le PIB par tête de 0.96 pourcent au sein d'un panel constitué de pays avancés et émergents. Ils montrent par la suite que l'intégration financière régionale est associée à une faible volatilité des taux de croissance économique et une faible probabilité de survenance d'un risque systémique réel. Dans la lignée de ces travaux, Ekpo et Chuku (2017) réalisent à partir d'une méthodologie en trois étapes la première étude empirique dans le contexte africain. Dans une première étape, ils montrent que les marchés boursiers d'Afrique sont plus sensibles à la mondialisation financière qu'à la régionalisation. Dans une deuxième étape, ils apportent les preuves empiriques qu'une amélioration de l'intégration financière régionale par le marché du crédit accroît l'activité économique, par le biais d'un accroissement du PIB réel par tête et du stock de capital. Dans une troisième étape, ils montrent que les résultats sont nettement plus importants dans les pays ayant un niveau de développement financier élevé et une meilleure qualité des institutions.

Cette étude bien qu'à notre connaissance, elle puisse être considérée comme pionnière est insuffisante. Elle n'a pas fait ressortir les effets non-linéaires de l'intégration financière sur la croissance suivant une approche paramétrique et pris en compte la probabilité de survenance d'une crise bancaire. La prise en compte de ses deux limites justifie l'intérêt de notre recherche.

3 Mesure et données

3.1 Mesure de l'intégration financière régionale

Il y a intégration financière régionale lorsque la loi du « prix unique » est respectée sur les marchés financiers à l'échelle régionale. Autrement dit, le coût du capital pour des actifs présentant des risques similaires devrait converger (De Nicolò et Juvenal, 2014). Dans cette étude, nous focalisons notre attention sur les marchés du crédit qui ont une perception plus large du risque et des rendements attendus des actifs à l'échelle de l'économie contrairement aux autres marchés financiers (Ekpo et Chuku, 2017). Notre stratégie de construction d'un indice s'appuie sur une comparaison de la disparité des prix et des taux de rendement d'actifs présentant le même profil de risque dans les pays qui composent la région. Pour justifier notre méthodologie, nous reprenons la démarche utilisée par (De Nicolò et Juvenal, 2014; Ekpo et Chuku, 2017) qui est une généralisation d'une variante du modèle d'évaluation des actifs financiers de Bekaert et Harvey (1995).

En effet, supposons qu'il y a N pays dans la région et $E_t R_{t+1}^i$ est le rendement excédentaire conditionnel attendu du marché dans le pays $i \in N$. En supposant également qu'il n'y a pas de risque de change, alors avec une intégration régionale complète pour toutes les économies, $E_t R_{t+1}^i$ satisfait

$$E_t R_{t+1}^i = \lambda_t \text{cov}(R_{t+1}^i, R_{t+1}^N) \quad (1)$$

Où λ_t est le prix régional attendu du risque (covariance) et R_{t+1}^N est le rendement d'un portefeuille régional pondéré en valeur. De même, s'il y a autarcie financière et que tous les pays sont entièrement segmentés financièrement, alors,

$$E_t R_{t+1}^i = \lambda_t^i \text{var}(R_{t+1}^i) \quad (2)$$

Où λ_t^i est le prix du risque prévu sur le marché intérieur. A l'instar de De Nicolò et Juvenal (2014); Ekpo et Chuku (2017), les rendements attendus pour un pays partiellement intégré sont données par l'expression suivante :

$$E_t R_{t+1}^i = \alpha_t^i \lambda_t \text{cov}(R_{t+1}^i, R_{t+1}^N) + (1 - \alpha_t^i) \lambda_t^i \text{var}(R_{t+1}^i) \quad (3)$$

Où α_t^i est la probabilité perçue qu'une économie soit intégrée, et $\alpha \in [0, 1]$ si le terme α_t^i converge vers l'unité, alors la convergence des rendements excédentaires attendus peut être interprétée comme le résultat d'une intégration financière régionale accrue (Adjaouté et Danthine, 2003; De Nicolò et Juvenal, 2014). Nous parvenons ainsi à la conclusion selon laquelle le degré d'intégration financière régionale peut être mesuré comme la distance entre le rendement

excédentaire du marché d'un pays et une mesure de la tendance centrale de la distribution des rendements excédentaires du marché de tous les pays de la région (Ekpo et Chuku, 2017).

Explicitement, pour le pays g au temps t et une population de N pays de la région, cette mesure, désignée par IFR , est donnée comme suit :

$$IFR_{gt} = \left(R_t^g - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_t^g \right)^2 \quad (4)$$

IFR mesure la position du rendement excédentaire du marché d'un pays par rapport à un rendement excédentaire du marché de la distribution des pays, pondéré également. Plus le niveau d'intégration financière régionale est élevée, plus faible est IFR .

Comme nous l'avons mentionné plus haut, il s'agit de l'intégration du marché du crédit. C'est pourquoi, il est possible d'utiliser les taux d'intérêt comme mesure du rendement. Dans ce cas, nous appliquons à l'équation (4), les spreads de taux d'intérêt (différence entre les taux d'intérêt débiteurs et créditeurs), afin de mesurer le degré d'intégration du marché du crédit entre les pays africains (pour un exposé détaillé voir Ekpo et Chuku (2017)).

3.2 Statistiques descriptives

Notre échantillon est constitué de 29 pays africains⁴. La période d'étude va de 1990 à 2017. Le choix de cet horizon temporel est justifié par la disponibilité des données et le niveau d'avancé dans l'implémentation des politiques de libéralisation financière⁵. Notre variable dépendante est le taux de croissance du produit intérieur brut (PIB) réel par habitant en parité des pouvoirs d'achat calculé suivant l'optique de la production (CGPPO)⁶. Pour la compilation de la variable d'intégration financière régionale, nous utilisons les spreads de taux d'intérêt annuels (différence entre les taux débiteurs et les taux créditeurs) sur le marché du crédit contenus dans les statistiques financières internationales du FMI (2018).

Comme variables supplémentaires, nous avons la variable d'intégration financière internationale (globalisation financière). Il s'agit du ratio de la somme des actifs et passifs extérieurs au PIB, noté IFI . Les données sont tirées de la "External Wealth of Nations mark II database" de Lane et Milesi-Ferretti (2007). Pour capter l'évolution de la population, nous utilisons le logarithmiques du taux de croissance annuel de la population, désigné par *Population*.

4. Il s'agit de: Afrique du sud, Algérie, Angola, Benin, Botswana, Burkina-Faso, Cameroun, Centrafrique, Congo république, Côte d'ivoire, Égypte, Gabon, Ghana, Ile Maurice, Kenya, Lesotho, Mali, Maroc, Mozambique, Namibie, Niger, Nigeria, Rwanda, Sénégal, Sierra-Léone, Tanzanie, Togo, Tunisie, Zimbabwe.

5. Voir Chouchane-Verdier (2004).

6. Pour plus de détails, voir Feenstra et al. (2015).

L'accumulation du stock de capital est capturée par le taux d'investissement mesuré par la formation brute du capital fixe en pourcentage du *PIB* (*Invest*) comme l'investissement domestique. Ces deux dernières variables sont disponibles dans le [WDI \(2018\)](#).

Comme nous l'avons déjà évoqué, nous analysons la relation non-linéaire entre intégration financière régionale et croissance économique. Pour y parvenir, nous utilisons huit variables de transition. Le choix étant motivé par la littérature et les caractéristiques saillantes aux pays de notre échantillon. Ainsi nous retenons : le degré de libéralisation financière à partir de la mesure *de jure* de [Chinn et Ito \(2008\)](#) qui désigne l'ouverture du compte de capital noté *Kaopen*⁷; le niveau de développement humain capté par son indice qui désigne le logarithme de la moyenne des années passées à l'enseignement secondaire dans la population de plus de 15 ans noté *Hci*. Cet indice est disponible sur *Penn World Table 9.1* ([Feenstra et al., 2015](#)). L'ouverture commerciale est mesurée par la somme des exportations et des importations rapportée au le PIB noté *Ouv*. Le niveau de développement financier est approximé par le crédit accordé au secteur privé en pourcentage du PIB (*Prcredit*). Quant à la stabilité macroéconomique, nous utilisons le logarithme en première différence de l'indice des prix à la consommation (*Inflation*) et le ratio des dépenses gouvernementales au PIB, *Depgouv*. Ces variables sont disponibles sur [WDI \(2018\)](#). Enfin, la qualité institutionnelle est captée par le niveau de démocratie *Polity2* et la durabilité du régime notée *Durablreg*. Ces données sont issues de la base Polity IV Projet ([Marshall et al., 2018](#)).

Le tableau 3.1 présente les statistiques descriptives sur les principales variables de l'ensemble de notre échantillon. Trois observations méritent d'être faites. La première suggère une grande variabilité du proxy de l'intégration financière régionale caractérisée par un écart type (7960.75) et une moyenne (639.07) élevés. Il en est de même pour la volatilité des prix illustrée par un écart type de 876.26. Pour dire en effet que globalement, le marché du crédit est encore fortement segmenté malgré les preuves d'une amélioration substantielle de son intégration (*Min* = 0.0000122). La deuxième porte sur la variable qui capte l'ouverture du compte de capital. En effet, notre échantillon contient les cas extrêmes en matière de restrictions des mouvements des capitaux, allant d'une absence de restrictions (*max* = 1) à une totale (*min* = 0). La troisième quant-à-elle se focalise sur l'une des variables de la qualité institutionnelle (*Polity2*). Notre échantillon contient les situations extrêmes en termes de régimes politiques lorsqu'on observe le min (-8) et le max (10) allant d'un régime autocratique à un régime démocratique. Ces observations peuvent expliquer la forte hétérogénéité des pays dans cette étude.

La matrice de corrélation telle que présentée dans le tableau [A2](#) en annexe révèle un fait important à savoir que le proxy de l'intégration financière est corrélé avec le niveau de l'indice des prix à la consommation. En effet, l'intégration financière régionale capte à travers la loi du

7. Les données sur cette mesure sont disponibles sur le site <https://www.cesifo-group.de/..chinn-ito-index/.../finan-open-chinn-ito-index.xls>.

Tableau 3.1 – Statistiques descriptives

	Observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<i>CGDPPO</i>	812	4.291403	9.988115	-76.63118	59.08498
<i>IFR</i>	812	638.0789	7960.755	.0000122	205611.6
<i>Kaopen</i>	812	.2494018	.2201469	0	1
<i>Hci</i>	812	1.752437	.4683135	1.021879	3.125217
<i>Ouv</i>	812	72.24393	34.48439	3.093606	209.8912
<i>Prcredit</i>	812	26.78771	27.26395	1.620262	160.1249
<i>Inflation</i>	812	54.38056	876.2615	-11.68611	24411.03
<i>Polity2</i>	812	1.284834	5.443674	-8	10
<i>Depgouv</i>	812	16.69462	6.46739	2.047122	50.78012
<i>Durablreg</i>	812	12.92461	13.08192	0	81
<i>Ifi</i>	812	1.906844	7.097085	-.7900155	79.81889
<i>Population</i>	812	2.184908	1.123817	-6.184854	7.917895
<i>Invest</i>	812	21.16565	9.122128	-2.424358	74.82057

Source : Auteurs.

prix unique les différences de rendement des actifs sur le marché du crédit. Ce fait corrobore l'idée selon laquelle l'intégration du marché du crédit dépend fortement de la stabilité des prix.

Le tableau A1 présente les tests de racine unitaire de Maddala et Wu (1999); Im et al. (2003)⁸ et montre globalement que les variables de cette étude sont stationnaires surtout lorsque l'on utilise leurs différences premières ainsi le test de Maddala et Wu (1999) offrent une certaine robustesse aux résultats comparativement au test développé par Im et al. (2003).

4 Stratégie empirique

4.1 Cadre théorique d'analyse

Le cadre théorique d'analyse s'inspire largement des travaux Ahmed et Mmolainyane (2014). Nous considérons une fonction de production globale standard de type Cobb-Douglas suivante:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (5)$$

où Y est la production et où K et L représentent le stock de capital physique et de main-d'œuvre, respectivement. α et β représentent les élasticités du capital et de la force du travail. De plus, nous postulons que $\alpha < 1$ et $\beta < 1$, impliquant ainsi des rendements décroissants. Pour inclure

8. Ces tests de racines unitaires sont considérés comme ceux de première génération (Baltagi, 2008). En effet, nous les utilisons juste pour capter le comportement général de stationnarité des variables de notre étude comme l'on fait (Chen, 2014).

la sphère financière, la littérature observe qu'en plus de faciliter le processus d'accumulation du capital, le développement financier interagit avec l'ouverture commerciale et financière afin de favoriser la diffusion des technologies et soutenir ainsi la croissance économique (Shahbaz, 2012; Ahmed et Mmolainyane, 2014). C'est pourquoi, nous avons la relation du progrès technologique suivante:

$$A_{it} = \psi Z_{i,t}^\eta T_{i,t}^\phi F_{i,t}^\phi \quad (6)$$

Où le progrès technologique A est influencé par l'ouverture financière Z , commerciale T et la structure financière/développement financier F . ψ est une constante invariante dans le temps. Cette relation reprend quelque peu l'hypothèse de Rajan et Zingales (2003) selon laquelle la simultanéité entre l'ouverture commerciale et financière constitue un important déterminant du développement financier lequel améliore le dynamisme de l'activité économique. Toutefois, pour mieux capter l'importance de l'ouverture financière, nous considérons qu'elle dépend du niveau d'intégration financière régionale et internationale noté respectivement R et D . A cet effet, nous pouvons donc réécrire l'équation (6) comme suit :

$$A_{it} = \psi R_{it}^\gamma D_{it}^\nu T_{i,t}^\phi F_{i,t}^\phi \quad (7)$$

D'après cette équation, le progrès technologique dépend du niveau d'intégration financière régionale et internationale, de l'ouverture commerciale et du développement financier. En adaptant le modèle de Solow augmenté à notre démarche, nous pouvons donc réécrire notre fonction de production globale standard comme suit:

$$Y_{it} = \psi R_{it}^\gamma D_{it}^\nu T_{i,t}^\phi F_{i,t}^\phi K_{it}^\alpha L_{it}^\beta \quad (8)$$

L'application du logarithme sur l'équation (8) permet d'obtenir la forme réduite ci-après :

$$Y_{it} = \psi + \gamma IFR_{it} + \nu IFI_{it} + \phi Ouv_{it} + \phi Prcredit_{it} + \alpha X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Où R devient IFR l'indice d'intégration financière régionale, proxy de l'intégration du marché du crédit. Ainsi, un pays ayant un niveau d'intégration financière régionale élevé peut facilement soutenir la croissance de son PIB à long terme. D devient IFI , la mesure d'intégration financière internationale, F devient $Prcredit$, le développement financier. Il n'y a aucune restriction sur les coefficients η , ϕ et ϕ . Ainsi, ils peuvent être positifs ou négatifs en fonction de l'impact que la variable exerce sur la croissance économique. X est le vecteur des variables macroéconomiques telles que le capital humain, l'investissement domestique et ε est le terme d'erreur qui intègre les effets fixes et les effets aléatoires. L'équation (9) décrit une relation linéaire. Cependant, l'intérêt de cet article est fondé sur une relation non-linéaire.

Pour estimer l'équation (9), nous utilisons deux techniques d'estimation : la méthode des moments généralisés en première différence (FD-GMM) avec effets de seuil et la régression en panel à transition lisse (PSTR). L'estimateur FD-GMM⁹ nous permet d'estimer la relation non-linéaire dynamique entre l'intégration financière régionale et la croissance économique avec des effets de seuil. Nous estimons également un modèle PSTR¹⁰ pour tester la robustesse des résultats issus du modèle précédent en mettant en exergue les formes de transition existantes entre l'intégration financière régionale et la croissance économique.

4.2 La spécification FD-GMM avec effets de seuil

Afin de bien vérifier l'hypothèse voulant que l'intégration financière régionale puisse influencer sur la croissance économique de manière non-linéaire, nous utilisons l'estimateur dynamique de données de panel nommé méthode des moments généralisés en première différence (FD-GMM) de [Seo et Shin \(2016\)](#); [Seo et al. \(2019\)](#) pour estimer notre modèle de croissance. Sous sa forme réduite et adapté à l'équation (9), le modèle se présente ainsi:

$$\begin{aligned} CGDPPO_{it} = & (\varphi_1 CGDPPO_{it-1} + \beta_{11} IFR_{it} + \beta_{21} X_{it}) 1\{q_{it} \leq \gamma\} \\ & + (\varphi_2 CGDPPO_{it-1} + \beta_{12} IFR_{it} + \beta_{22} X_{it}) 1\{q_{it} > \gamma\} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

Où $CGDPPO$ est la variable dépendante. Il s'agit du taux de croissance du PIB réel par habitant en parité des pouvoirs d'achat. IFR est l'indice d'intégration financière régionale et X est le vecteur des variables qui contrôlent les autres facteurs associés à la croissance économique. $1\{\cdot\}$ est la fonction indicatrice, γ le paramètre de seuil et q la variable de transition. Comme mentionné plus haut, il y a en effet huit variables de transition. De ce fait, nous avons également huit modèles FD-GMM à estimer. $\varepsilon_{it} = \alpha_i + v_{it}$ avec α_i un effet fixe individuel non observé et v_{it} , une perturbation aléatoire idiosyncrasique à moyenne nulle. La non existence du paramètre captant les effets fixes individuels tient au fait que cet estimateur lorsqu'il inclut des variables autorégressives est biaisé ([Arellano et Bond, 1991](#); [Seo et Shin, 2016](#)).

Ce modèle tient compte des biais qui apparaissent en raison d'effets propres à chaque pays. Un autre avantage important de ce modèle est d'obtenir des coefficients des paramètres estimés des variables en fonction des régimes et de résoudre le problème lié à l'introduction d'une dépendance entre les estimations à seuils distincts, ce qui viole la validité des résultats asymptotiques ([Seo et Shin, 2016](#)).

Dans la cohérence du modèle FD-GMM, l'intérêt de ressortir les effets de seuil nécessite d'effectuer un test de linéarité. Il s'agit de tester $H_0 : \delta = 0$ pour tout $\gamma \in \Gamma$ contre $H_1 : \delta \neq 0$ pour

9. First-Difference Generalized Moments Methods.

10. Panel smooth transition regression.

certain $\gamma \in \Gamma$ ¹¹. Avec $\delta = \varphi_1 - \varphi_2$. Ensuite, une statistique de test naturelle pour l'hypothèse nulle considère H_0 est:

$$\sup W = \sup_{\gamma \in \Gamma} W_n(\gamma), \quad (11)$$

Où $W_n(\gamma)$ est la statistique standard de Wald pour chaque γ fixé, c'est-à-dire:

$$W_n(\gamma) = n\hat{\delta}(\gamma)' \widehat{\Sigma}_\delta(\gamma)^{-1} \hat{\delta}(\gamma) \quad (12)$$

Où $n\hat{\delta}(\gamma)$ est l'estimateur FD-GMM de δ , donnée de γ et $\widehat{\Sigma}_\delta(\gamma)$ est l'estimateur cohérent de la variance asymptotique pour $\hat{\delta}(\gamma)$.

4.3 La spécification du modèle PSTR

Dans l'optique de contrôler la robustesse de nos résultats, nous recourons au modèle PSTR proposé par [González et al. \(2005\)](#). La spécification retenue dans le cadre de cet article se présente comme suit:

$$CGDPPO_{it} = \alpha_i + \beta_1 IFR_{it} + \beta_2 IFR_{it} \Gamma(q_{it}; \gamma, c) + \delta_0' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Où $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$, ainsi N et T représentent les dimensions transversale et temporelle du panel. $CGDPPO_{it}$ est la variable dépendante qui désigne le taux de croissance du PIB réel par habitant en parité des pouvoirs d'achat, IFR_{it} est l'indice d'intégration financière régionale et X_{it} vecteur de dimension k des variables de contrôle habituellement prises en compte dans la littérature sur la croissance économique. α_i représente des effets individuels fixes observables, et ε_{it} est le terme d'erreur. $\Gamma(q_{it}; \gamma, c)$ est une fonction de transition logistique qui est une fonction continue déterminée par la variable de seuil q_{it} , C est un vecteur des paramètres de seuils et le paramètre de lissage γ détermine la pente des transitions. Dans cette étude et comme cela a été fait dans les travaux fondateurs de cette méthodologie, nous considérons une fonction de transition logistique suivante:

$$\Gamma(q_{it}; \gamma, c) = \left[1 + \exp\left(-\gamma \prod_{z=1}^m (q_{it} - c_z)\right) \right]^{-1}, \gamma > 0 \quad (14)$$

Pour des valeurs élevées de γ , la transition entre les régimes devient brutale et la fonction de transition $\Gamma(q_{it}; \gamma, c)$ devient $\Gamma(q_{it}; \gamma)$ alors le modèle PSTR se réduit au modèle de régression à seuil avec deux régimes ([Hansen, 1999](#); [Caner et Hansen, 2004](#)). Dans le cas contraire, lorsque

11. $\Gamma = [\underline{\gamma}, \bar{\gamma}]$, où $\underline{\gamma}$ et $\bar{\gamma}$ sont deux centiles de la variable de seuil.

γ est proche de 0, la fonction de transition $\Gamma(q_{it}; \gamma; c)$ est constante l'estimation PSTR devient un panel à effets fixes. Enfin, les valeurs faibles et élevées de q_{it} correspondent aux deux régimes extrêmes. Par exemple, si la variable de seuil q_{it} est différente de la variable d'intégration financière régionale la sensibilité du taux de croissance du PIB réel par habitant au niveau de cette variable par le i^{ime} pays à la date t est alors définie comme suit:

$$\frac{\partial CGDPPO_{it}}{\partial IFR} = \beta_1 + \beta_2 \Gamma(q_{it}; \gamma; c) \quad (15)$$

L'autre avantage du modèle PSTR est que les élasticités de la croissance économique par rapport à l'intégration financière régionale peuvent être différentes des paramètres estimés pour les régimes extrêmes, c'est-à-dire β_1 et $\beta_1 + \beta_2$. Comme illustré par l'équation (15), ces paramètres ne correspondent pas à l'impact direct du niveau d'intégration financière régionale sur la croissance économique¹². Cependant, pour que le modèle PSTR soit valide et pertinent, il est nécessaire d'effectuer les tests suivants : (i) tester la linéarité par rapport au modèle PSTR, et (ii) déterminer le nombre de régimes (Colletaz et Hurlin, 2006; Eggoh et al., 2019). Le test de linéarité (ou d'homogénéité) dans le modèle PSTR (équation 13) consiste à tester $H_0 : \beta_2 = 0$ ou $\gamma = 0$. Cependant, sous l'hypothèse nulle, le test sera non standard dans les deux cas et le modèle PSTR contient des paramètres de nuisance non identifiés. Pour y remédier, González et al. (2005) proposent de reprendre la même démarche que celle proposée par Luukkonen et al. (1988) pour les modèles STAR¹³ en remplaçant la fonction de transition $\Gamma(q_{it}; \gamma; c)$ par son expression de Taylor du premier ordre autour de $\gamma = 0$ et de tester une hypothèse équivalente dans une régression auxiliaire. On obtient alors ce qui suit:

$$CGDPPO_{it} = \alpha_i + \vartheta_1 IFR_{it} + \vartheta_2 IFR_{it} q_{it} + \delta_0' X_{it} + \varepsilon_{it}^* \quad (16)$$

Étant donné que les paramètres ϑ_i sont proportionnels au paramètre de lissage γ de la fonction de transition, le test de linéarité du modèle croissance économique-intégration financière régionale par rapport au PSTR consiste à tester $H_0 : \vartheta_2 = 0$ contre $H_1 : \vartheta_2 \neq 0$.

Soit SCR_0 la somme des carrés des résidus en panel sous H_0 , et SCR_1 le modèle PSTR avec

12. Pour Fouquau (2008), il est important de noter qu'il est généralement difficile d'interpréter directement la significativité et la valeur de ces paramètres et qu'il est préférable de s'intéresser :

- aux signes des coefficients de pentes β_2 de l'équation (13) qui vont nous indiquer si le coefficient de l'intégration financière régionale va augmenter ou diminuer en fonction de la valeur du seuil;
- à leur évolution temporelle;
- à l'effet marginal de l'intégration financière régionale sur la croissance économique ainsi que sur ses facteurs.

13. Smooth Transtion Autoregressive Regression.

m régimes. La statistique de *Fisher* correspondante est ainsi définie comme suit:

$$LM_F = \frac{(SCR_0 - SCR_1)/mK}{SCR_0/(TN - N - mK)} \sim F(mK, TN - N - mK) \quad (17)$$

Où T , N et K sont respectivement le nombre d'années, de pays et de variables exogènes.

5 Résultats et discussions

Le tableau 5.1 résume les résultats de l'estimation du modèle dynamique à seuil de la croissance économique, avec l'indice d'ouverture du compte de capital, l'indice du capital humain, l'ouverture commerciale, le crédit accordé au secteur privé, l'indice des prix à la consommation, le régime politique, les dépenses gouvernementales et la durabilité du régime politique utilisés comme variables de transition. Les résultats de l'estimation du modèle FD-GMM avec effets de seuil sont présentés respectivement dans les régimes inférieur et supérieur. Il en ressort principalement que les modèles dynamiques estimés sont non-linéaires au regard de la forte significativité de la p -value associée à la statistique standard de *Wald*. De plus, les instruments sont également inférieurs au nombre de pays de l'échantillon.

Le modèle (1) met en exergue les effets de l'intégration financière régionale sur la croissance économique lorsque l'on considère l'ouverture du compte de capital (*Kaopen*) comme variable de transition. En effet, pour un seuil significatif et positif de 0.130, dans le régime inférieur, le coefficient associé à la variable *IFR* est négatif et non significatif, soit -0.0002% alors que dans le régime supérieur, le coefficient est positif et significatifs soit 0.002%. Ce résultat suggère que l'intégration financière régionale accroît le PIB réel par habitant lorsque l'indice d'ouverture du compte de capital est supérieur à 0.130. L'ouverture du compte de capital est ainsi profitable à l'intégration financière régionale. Elle est même d'ailleurs un préalable pour s'intégrer sur les marchés financiers régionaux et internationaux (Bonfiglioli, 2008; Kose et al., 2009).

Le modèle (2) correspond à la situation où l'indice du capital humain (*Hci*) est une variable de transition dans la relation intégration financière régionale-croissance économique. Ainsi, Pour un seuil significatif et positif de 0.865, le coefficient associé à la variable *IFR* est négatif et non significatif (régime inférieur), soit -0.0002% alors que ce coefficient est positif et significatif soit 0.003 (régime supérieur). Ce résultat suggère que l'intégration financière régionale augmente le PIB réel par habitant lorsque l'indice du capital humain est supérieur à 0.865. En effet, les gains de croissance générés par l'intégration financière régionale sont plus importants dans les pays ayant un capital humain élevé. Ainsi, l'amélioration des capacités cognitive et sanitaire des populations dans certains pays de notre échantillon accroît l'impact de l'intégration financière régionale sur la croissance économique. Ce résultat corrobore l'argument selon lequel

les externalités de la formation du capital humain affectent les flux de capitaux entre les pays et de facto la croissance économique (Lucas, 1990; Reinhart et Rogoff, 2004).

Le modèle (3) quant à lui, met en exergue l'ouverture commerciale comme variable de transition dans la relation intégration financière régionale-croissance économique. En effet, pour un seuil de 76.55%, nous obtenons un coefficient associé à la variable *IFR* de signe négatif et significatif dans le régime inférieur, positif et significatif dans le régime supérieur soit -0.13% et 0.13% respectivement. Ce résultat montre que l'intégration financière régionale accroît le PIB réel par habitant lorsque le taux d'ouverture commerciale est supérieur à 76.55% du PIB. En deçà de 76.55%, le processus d'intégration financière régionale produit des effets négatifs sur la croissance du PIB réel par habitant. Ce résultat confirme l'idée des partisans du "gradualisme financier" (McKinnon et Pill, 1997; Beji et Oueslati, 2013) dans la mesure où 76.55% est le niveau d'ouverture commerciale à atteindre pour obtenir des gains de croissance générés par l'intégration financière régionale.

Le modèle (4) illustre les effets de l'intégration financière régionale sur la croissance économique lorsque l'on prend le crédit accordé au secteur privé comme variable de transition. Pour un seuil significatif et positif de 28.15%, le coefficient associé à la variable *IFR* est positif et significatif soit 0.002% dans le régime inférieur alors que ce coefficient est négatif et significatif soit -0.003% dans le régime supérieur. Ce résultat montre que l'intégration financière régionale augmente le PIB réel par habitant lorsque le crédit accordé au secteur privé est inférieur à 28.15% du PIB. Au-delà de 28.15%, l'intégration financière régionale réduit le PIB réel par habitant. Ainsi l'intégration financière régionale améliore la croissance économique dans les pays ayant un niveau de développement financier faible. Autrement dit, les pays financièrement peu développés gagnent à s'intégrer sur les marchés financiers régionaux. En effet, ce résultat conforte les développements théoriques effectués par Wakeman-Linn et Wagh (2008), dans la mesure où il détermine exactement la limite à partir de laquelle l'intégration financière régionale commence à diminuer la croissance économique en Afrique actuellement.

Concernant le modèle (5), les effets de l'intégration financière régionale sur la croissance économique sont appréciés suivant la variable de stabilité macroéconomique noté Inflation comme variable de transition. Pour un seuil positif de 2.621%, le signe du coefficient associé à la variable *IFR* est positif et très significatif soit 0.0456%. Dans le régime inférieur, ce coefficient est négatif et significatif dans le régime supérieur soit 0.0516%. Ce résultat montre que l'intégration financière régionale accroît le PIB réel par habitant lorsque l'indice des prix à la consommation est inférieur à 2.621%. Au-delà de 2.621%, l'intégration financière régionale réduit le PIB réel par habitant. En effet, la maîtrise de l'inflation est un cadre dans lequel l'intégration du marché du crédit se développe mieux. Il n'est donc pas surprenant qu'elle puisse avoir des effets positifs sur la croissance économique (CEA, 2008; BAD, 2010). Ce résultat corrobore en effet l'importance d'une politique de stabilité des prix pour une intégration

financière plus profonde.

Le modèle (6) met en évidence les effets de l'intégration financière régionale sur la croissance économique en considérant le régime politique comme variable de transition. En effet, pour un seuil significatif de 0.0735, le coefficient associé à la variable *IFR* est très faible négatif et non significatif (-0.0000432%) dans le régime inférieur alors que ce coefficient est positif et significatif soit 0.002% dans le régime supérieur. Ce résultat indique que l'intégration financière régionale accroît le PIB réel par habitant lorsque le score du régime politique est très significatif soit 0.002% dans le régime supérieur. De plus, il montre que l'intégration financière régionale accroît le PIB réel par habitant lorsque le score du régime politique est supérieur à 0.735. Ainsi, l'intégration financière est favorable à la croissance économique dans les pays ayant un régime politique qui tend vers un régime démocratique.

Tableau 5.1 – Effets dynamiques non-linéaires de l'intégration du marché du crédit sur la croissance économique

	Kaopen (1)	Hci (2)	Ouv (3)	Prcredit (4)	Inflation (5)	Polity2 (6)	Depgov (7)	Durabreg (8)
Régime inférieur								
<i>Cgdppo</i> ₋₁	-0.587 (0.696)	0.176** (0.0847)	0.201* (0.106)	-0.124** (0.0622)	0.279** (0.122)	0.119 (0.101)	-0.0945 (0.102)	-0.306*** (0.111)
IFR	-0.0002 (0.000249)	-0.0002 (0.00112)	-0.13*** (0.0349)	0.002*** (0.000342)	0.0456** (0.0222)	-0.000432 (0.000477)	.0000637 (0.000547)	0.002*** (0.000269)
Ifi	-45.64 (39.37)	2.446 (2.075)	3.786 (3.666)	-7.771** (3.361)	0.0649* (0.0365)	-7.053*** (2.317)	0.0485 (0.0457)	-3.787*** (1.470)
Population	-3.238 (8.658)	2.361*** (0.549)	1.269 (1.238)	0.881 (0.729)	-0.235 (0.878)	6.016*** (1.798)	5.150*** (1.690)	0.262 (0.809)
Invest	1.192* (0.722)	-0.140 (0.149)	-0.334 (0.213)	-0.109 (0.0875)	-0.484*** (0.0611)	0.135 (0.200)	0.292 (0.233)	-0.00459 (0.0674)
cons	-31.74 (50.96)	-11.12 (8.244)	3.649 (7.821)	-2.133 (8.479)	-32.65*** (8.611)	10.10 (7.924)	19.20** (7.543)	-5.418 (4.301)
Régime supérieur								
<i>Cgdppo</i> ₋₁	0.582 (0.706)	-0.293 (0.213)	-0.442* (0.250)	-0.530* (0.318)	-1.082*** (0.351)	-0.0148 (0.165)	0.430*** (0.160)	0.680*** (0.111)
IFR	0.002*** (0.000197)	0.003*** (0.000655)	0.13*** (0.0332)	-0.003*** (0.000587)	-0.0516** (0.0217)	0.002*** (0.000528)	0.003*** (0.000215)	-0.002*** (0.000235)
Ifi	45.68 (39.37)	-2.415 (2.133)	-3.744 (3.627)	7.823** (3.362)	-10.12*** (2.957)	7.107*** (2.211)	-0.211 (0.130)	3.855*** (1.467)
Population	3.944 (8.501)	-4.640* (2.716)	1.880 (1.784)	8.165** (3.841)	10.73*** (2.930)	-6.209** (2.915)	-5.126*** (1.905)	1.698* (0.922)
Invest	-1.405* (0.754)	0.699** (0.341)	0.220 (0.267)	-0.775*** (0.232)	1.698*** (0.555)	-0.305 (0.245)	-0.312 (0.260)	-0.255** (0.125)
Seuil	0.130*** (0.0238)	0.865*** (0.191)	76.55*** (2.763)	28.15*** (5.329)	2.621*** (0.0216)	0.735 (4.503)	14.31*** (2.793)	5.291 (3.994)
Observations	145	145	145	145	145	145	145	145
Linearité (p-value)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.07	0.0	0.0	0.0
Nombre de pays	29	29	29	29	29	29	29	29
Nombre d'instruments	24	24	24	24	24	24	24	24

Source : Auteurs.

Les écarts-types sont entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Le modèle (7) présente les effets de l'intégration financière régionale sur la croissance en tenant compte d'une autre variable de la stabilité macroéconomique à savoir les dépenses gouvernementales comme variable de transition. Ainsi pour un seuil significatif et positif de 14.31%, le coefficient associé à la variable *IFR* est positif et significatif soit -0.000637% dans le régime inférieur alors que ce coefficient est positif et significatif soit 0.003% dans le régime supérieur. Ce résultat montre que l'intégration financière régionale accroît le PIB réel par habitant lorsque le niveau de dépenses gouvernementales en pourcentage du PIB est supérieur à 14.31%. A cet effet, les gains de croissance associés à l'intégration financière régionale sont compatibles avec un niveau de dépenses gouvernementales élevé dont le but est de moderniser et de dynamiser le marché du crédit (Wakeman-Linn et Wagh, 2008).

Nous testons la pertinence de la durabilité du régime politique en tant que variable de transition dans la relation intégration financière régionale et la croissance économique dans le modèle (8) et signalons une valeur de seuil égale 5.291 années. Dans le régime inférieur, le coefficient associé à la variable *IFR* est positif et très significatif alors que ce coefficient est négatif et très significatif dans le régime supérieur soit -0.002%. De ce fait, l'intégration financière régionale accroît le PIB réel par habitant lorsque la durée du régime politique est inférieur 5.291. Au-delà de ce seuil, l'intégration financière régionale réduit le PIB réel par habitant. Dans cet ordre d'idées, il serait important dans une certaine mesure qu'une alternance politique démocratique puisse apporter une nouvelle dynamique au processus d'approfondissement de l'intégration financière régionale.

L'intégration financière internationale, la croissance de la population et l'investissement domestique reste des déterminants importants de la croissance économique. L'intégration financière internationale améliore la croissance économique dans le régime inférieur à hauteur de 0.0649% (modèle 6) dans le régime inférieur et 7.823%, 7.107% et 3.855% respectivement dans les modèles (4, 6 et 8) du régime supérieur. S'agissant de la croissance de la population, les effets bénéfiques sur la croissance économique sont perceptibles dans les modèles (2, 6 et 7) soit 2.361%, 6.016% et 5.150% dans le régime inférieur. Dans les modèles (4, 5 et 8), la croissance de la population accroît le PIB réel par habitant de 8.165%, 10.73% et 1.698% dans le régime supérieur. Dans le modèle (1), l'investissement domestique accroît le PIB réel par habitant de 1.192% dans le régime inférieur. Dans le régime, l'investissement domestique accroît le PIB réel par habitant de 0.699%, 1.698% dans les modèles (2 et 5) respectivement dans le régime supérieur.

6 Analyse de la robustesse

Dans cette section, nous analysons la robustesse des résultats portant sur la spécification de référence représentée au niveau de l'équation (10). En effet, il consiste à estimer un modèle

PSTR issu de la même spécification pour capter le comportement de changements de régime et estimer l'effet de l'intégration financière régionale sur la probabilité de réalisation d'une crise bancaire.

6.1 Résultats de la spécification PSTR

Les résultats de l'estimation présentés dans le tableau 5.1 établissent une relation dynamique avec des effets de seuil entre l'intégration financière régionale et la croissance économique. Toutefois, ces résultats ne renseignent pas suffisamment sur le passage d'un régime à un autre conditionnellement aux variables de transition retenues sur la période d'étude. C'est pourquoi, les résultats issus de la spécification du modèle PSTR présentés au niveau du tableau 6.1 mettent en exergue la non-linéarité et surtout le comportement de passage d'un régime à un autre.

En effet, tous les modèles retenus dans cette estimation sont non-linéaires dans la mesure où les p – *value* associées au test de *LM* de Fisher choisi pour la circonstance sont très significatives à 5%. Les résultats du tableau 6.1 confirment les prédictions révélées au niveau du tableau 5.1 selon lesquelles l'intégration financière régionale accroît le PIB réel par habitant dans le régime supérieur des modèles (17), (18), (19), (22) et (23). De même, l'*IFR* réduit le PIB réel par habitant dans le régime inférieur des modèles (20), (21) et (22). La non-significativité des coefficients n'étant pas un frein à la validité des résultats comme mentionné plus haut. Les gains de croissance dus à l'intégration financière régionale sont ainsi plus importants lorsque l'ouverture du compte de capital (0.1%), l'indice du capital humain (0.57%), l'ouverture commerciale (43.28%), le régime politique (-0.038%), les dépenses gouvernementales (13.89%) sont supérieures aux seuils mentionnés entre parenthèses. Par ailleurs, l'intégration financière régionale reste favorable à la croissance lorsque le crédit accordé au secteur privé (14.36%), l'indice des prix à la consommation (0.8%) et la durée du régime du politique (0.62%) sont inférieurs aux seuils mentionnés entre parenthèses. Les seuils obtenus au niveau des modèles (17) et (22) sont presque identiques à ceux obtenus au modèle (1) et (6) du tableau 5.1.

Tableau 6.1 – Estimations non linéaires de la relation intégration financière régionale et la croissance, modèle PSTR.

	Kaopen (17)	Hci (18)	Ouv (19)	Prcredit (20)	Inflation (21)	Polity2 (22)	Depgouv (23)	Durablreg (24)
Régime inférieur (β_1)								
IFR	0.0001* (0.0000)	0.0180 (0.0174)	-0.0081 (0.0384)	0.0000** (0.0000)	0.214*** (0.0689)	0.0001* (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.004 (0.0127)
Ifi	-2.7392 (1.8471)	-0.3799 (1.3281)	-0.2591 (2.1727)	-2.7356* (1.4717)	-2.3794 (1.5601)	-3.5156** (1.2241)	0.0615 (0.1240)	-0.5181 (1.079)
Population	-0.3232** (0.1361)	0.6913 (0.1476)	0.1172 (0.0717)	-2.6588** (1.0670)	-0.0082 (0.1322)	2.1175* (1.1115)	4.0802*** (1.4926)	0.0288 (0.0823)
Invest	0.2157** (0.0948)	0.2324*** (0.0843)	-0.0472 (0.0716)	0.1562* (0.0856)	-0.0290 (0.0713)	0.2060*** (0.071)	-0.0068 (0.1228)	0.0529 (0.0511)
Régime supérieur (β_2)								
IFR	0.002*** (0.0006)	0.0229 (0.0432)	0.0002** (0.0455)	-0.0418 (0.0001)	-0.213*** (0.0687)	0.002*** (0.0006)	0.0001 (0.0003)	-0.076 (0.0328)
Ifi	2.7501 (1.8462)	0.3896 (1.6716)	0.2854 (2.1776)	2.7598* (1.4719)	2.3935 (1.5613)	3.5572*** (1.2246)	-0.0379 (0.2206)	0.5279 (1.081)
Population	0.2034*** (0.0701)	-0.3894 (0.0767)	0.1465 (0.0338)	-1.8508*** (0.6519)	0.0618 (0.1077)	0.2384 (0.8344)	0.0206 (1.3187)	-2.8914 (0.0662)
Invest	-0.1834* (0.0986)	0.0243 (0.0983)	-0.0474 (0.0767)	-0.0843 (0.0816)	0.0180 (0.0649)	-0.1800*** (0.0652)	-0.0421 (0.1343)	-0.1670* (0.0946)
seuil	0.1	0.57	43.28	14.36	0.8	-0.038	13.89	27.52
γ	222.64	23.63	0.68	26.38	110.1	37.26	1.039	0.62
LM_F	4.727 [0.001]	2.512 [0.041]	4.708 [0.001]	2.724 [0.029]	4.785 [0.001]	5.962 [0.000]	7.342 [0.000]	2.528 [0.039]
Observations	29	29	29	29	27	29	29	27

Source : Auteurs.

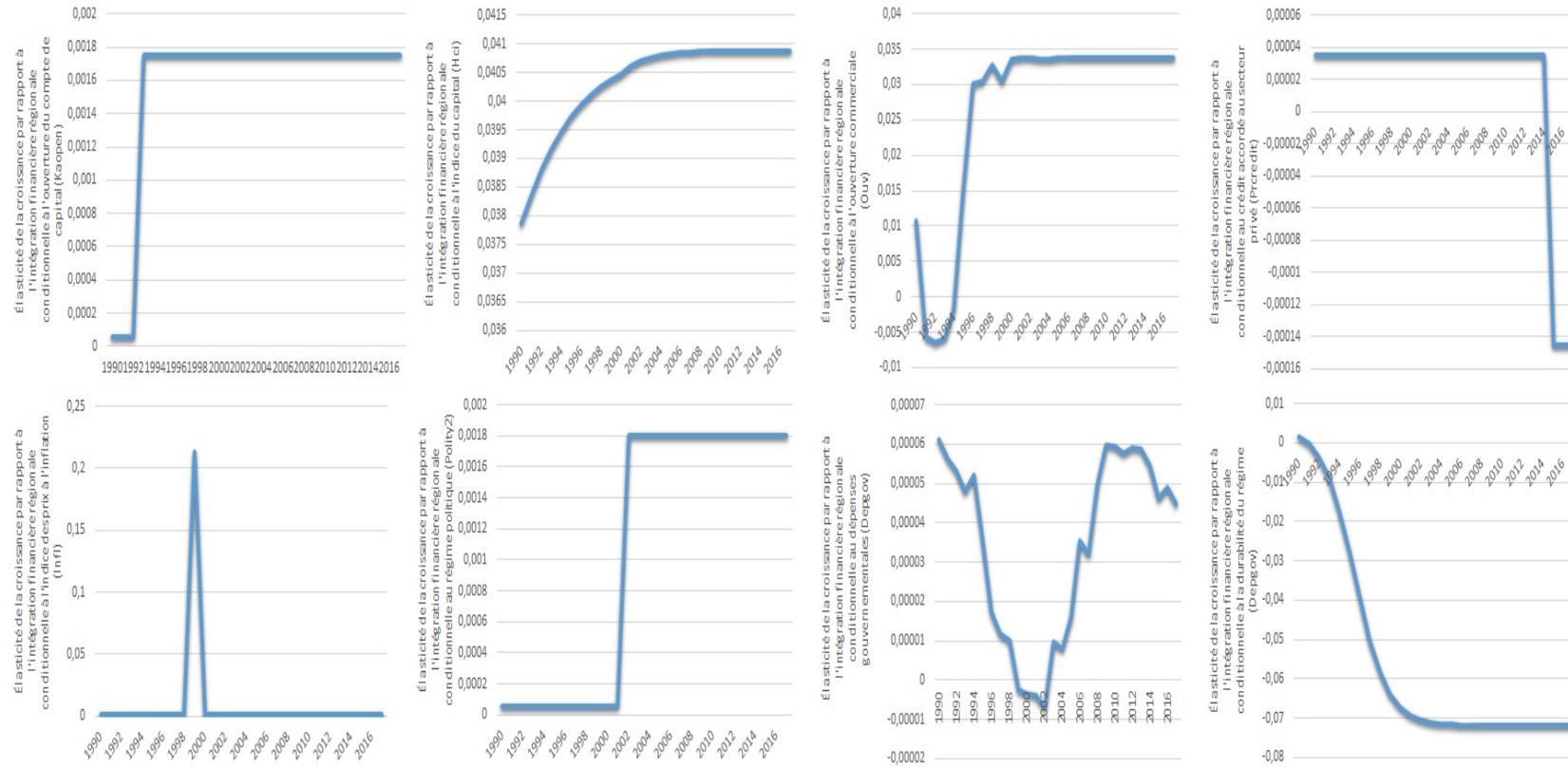
Les écarts types entre parenthèses sont corrigés de l'hétéroscédasticité.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 indiquent la significativité statistique et le rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% et 10%.

La variable du coefficient d'interaction correspond à β_2 pour le modèle du PSTR.

Sur la base de l'équation (15), la figure (1) présente les sensibilités de la croissance par rapport à *IFR* conditionnellement aux variables de transition. Par ailleurs, les résultats montrent l'existence d'une transition brutale entre les deux régimes dans les modèles (17), (20), (21) et (22) car le paramètre de lissage (γ) est très élevé et tend vers l'infini ce qui nous ramène à la modélisation PTR (Hansen, 1999), tandis que les modèles (18), (19), (23) et (24) se rapportent à la modélisation PSTR car le paramètre de lissage est proche de zéro. Ainsi la transition est lisse entre les régimes dans ces modèles (González et al., 2005).

Figure 1 – Élasticités de la croissance par rapport à l’intégration financière régionale conditionnelles à certaines variables de transition.



Source: Auteurs.

6.2 Crises bancaires

Si les résultats précédents attestent bien que l'intégration financière régionale améliore la croissance économique, la littérature documente que l'intégration des marchés financiers amplifie la probabilité de survenance de crises financières notamment la crise bancaire. Ainsi, il est important de savoir si l'intégration financière régionale pourrait nuire à la croissance économique qu'elle favorise. Pour vérifier cela, nous construisons un indice de crises bancaires à partir de la méthodologie et des données de [Laeven et Valencia \(2018\)](#). Pour ce faire, nous construisons une variable dummy nommée "bankcrise" qui prend 1 pour la probabilité de la survenance d'une crise bancaire et 0 pour l'absence de crise. Enfin, nous estimons le modèle Logit suivant :

$$P(\text{Bankcrise}_{it} = 1) = \text{Logit}(\alpha + \beta IFR_{it} + \gamma IFI_{it-1} + \phi Kaopen_{it} + \varphi Inflation_{it} + \varpi CGPPO_{it-1}) \quad (18)$$

Le tableau 6.2 reporte les résultats issus de l'estimation du modèle *Logit* pour l'ensemble des pays de notre échantillon. L'*IFR* est positivement et significativement associé à la crise ban-

Tableau 6.2 – Régressions Logit de la crise bancaire.

	(1)	(2)	(3) bankcrise	(4)
<i>IFR</i>	0.00459*** (0.00132)	0.00451*** (0.00132)	0.00379*** (0.00136)	0.00332** (0.00147)
<i>Ifi₋₁</i>	-0.0997 (0.0814)	-0.101 (0.0855)	-0.183* (0.0988)	-0.174* (0.103)
<i>Kaopen</i>		-0.255 (0.301)	-0.0769 (0.266)	-0.221 (0.303)
<i>Inflation</i>			0.0315*** (0.00535)	0.0333*** (0.00573)
<i>CGPPO₋₁</i>				-0.0143** (0.00633)
Constant	-1.519*** (0.127)	-1.454*** (0.143)	-1.721*** (0.139)	-1.738*** (0.153)
Pseudo R2	0.0342	0.0354	0.1424	0.1668
Observations	756	756	756	729

Source : Auteurs.

Le modèle estimé est : $P(\text{Bankcrise}_{it} = 1) = \text{Logit}(\alpha + \beta IFR_{it} + \gamma IFI_{it-1} + \phi Kaopen_{it} + \varphi inflation_{it} + \varpi CGPPO_{it-1})$.

Les estimations sont obtenues par des régressions Logit. Les écart-types robustes sont indiqués entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

caire. Ainsi, une augmentation de l'intégration financière régionale, captée par une réduction de l'*IFR*, est associée à une faible probabilité de survenance d'une crise bancaire. Il est remarquable que l'impact positif des progrès de l'intégration financière régionale soit quantitativement significatif : une diminution de l'écart-type de l'*IFR* entraîne une baisse de la probabilité de survenance d'une crise bancaire de 36.57, 35.9, 30.17, 26.43 pour toutes les régressions respectives (les coefficients 0.00459, 0.00451, 0.00379 et 0.00332 sont multipliés par l'écart-type de l'*IFR*, égal à 7960.76 du tableau 3.1). Il en ressort donc qu'une augmentation de l'intégration financière régionale est associée à une faible probabilité de survenance d'une crise bancaire en l'état actuel. Ce résultat est conforme à celui obtenu par [De Nicolò et Juvenal \(2014\)](#). Il semble ainsi conforter les résultats précédents car l'intégration financière régionale soutient et pérennise la croissance en réduisant le risque d'une crise bancaire en Afrique.

7 Conclusion et implications économiques

Au total, en nous appuyant sur un modèle dynamique en panel non linéaire composé de 29 pays africains sur la période 1990-2017. Nous avons estimé une relation non-linéaire entre intégration financière régionale et croissance économique. Nos résultats apportent les preuves empiriques de l'impact positif de l'intégration financière régionale sur la croissance. Cet impact dépend toutefois de certaines conditions à savoir l'ouverture financière et commerciale, la stabilité macroéconomique et la qualité de l'environnement institutionnel. La mise en évidence de cette relation non-linéaire s'est effectuée de manière endogène et continue suivant une approche de modélisation paramétrique FD-GMM innovante permettant de valider la structure non-linéaire de la relation dynamique intégration financière régionale et la croissance économique. Des études effectuées précédemment n'ont pas permis d'établir de telles conclusions. Ainsi, les différentes analyses effectuées montrent que l'intégration financière régionale accroît le PIB réel lorsque les conditions suivantes sont réunies : une grande ouverture du compte de capital et commerciale, un capital humain élevé, un faible développement financier, une inflation faible, un régime démocratique et les dépenses gouvernementales élevées. Par ailleurs, les gains de croissance générés par l'intégration financière régionale sont importants lorsque le crédit accordé au secteur privé, l'inflation sont faibles et la durée du régime politique courte (une alternance politique démocratique). La méthodologie FD-GMM avec effets de seuil utilisée a pour avantage de ressortir la dynamique dans chaque régime et de résoudre le problème posé par la dépendance entre les régimes. Ainsi, toutefois, elle ne renseigne pas sur le processus de passage d'un régime à un autre. C'est pourquoi, nous y avons ajoutés une estimation au modèle de base par l'approche PSTR afin de confirmer la pertinence des résultats obtenus précédemment. Un autre résultat tout aussi important est celui obtenu à partir de la régression du modèle *Logit* de l'intégration financière régionale sur la variable "bankcrise". Cela

a permis de montrer que l'intégration financière régionale est associée à une faible probabilité de survenance d'une crise sur les systèmes bancaires africains.

In fine, nos résultats suggèrent que des efforts doivent être fait pour assurer la libéralisation croissante des activités financières à travers une ouverture continue du compte de capital qui permettra de dynamiser le fonctionnement du marché du crédit bancaire et d'attirer plus de capitaux étrangers pour un financement optimal des économies africaines. Ceci en poursuivant le processus d'intensification des relations commerciales (une application véritable des accords instituant la zone de libre-échange continentale) et en améliorant les outils de réglementations des activités bancaires. Par ailleurs, il est important que les pays africains mettent en place des politiques de stabilisation macroéconomique en l'occurrence celle visant la stabilité des prix sont autant d'éléments nécessaires pour soutenir les gains potentiellement croissants de l'intégration financière régionale. Il est également important que les pays africains migrent vers des régimes démocratique et stable. Enfin, le processus d'unification des marchés financiers africains doit continuer à s'approfondir afin de soutenir efficacement les activités économiques dans le cadre de la ZLECAf.

References

- Adjaouté, K. et J.-P. Danthine. 2003, «European financial integration and equity returns: A theory-based assessment», *European Central Bank, ECB*.
- AfDB, O. et al.. 2016, «African economic outlook 2016: sustainable cities and structural transformation», dans *African development bank, organization for economic co-operation and development*, United Nations Development Program, Tunis.
- Agénor, P.-R. 2001, *Benefits and costs of international financial integration: theory and facts*, The World Bank.
- Ahmed, A. D. 2016, «Integration of financial markets, financial development and growth: Is africa different?», *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 42, p. 43–59.
- Ahmed, A. D. et K. K. Mmolainyane. 2014, «Financial integration, capital market development and economic performance: Empirical evidence from botswana», *Economic Modelling*, vol. 42, p. 1–14.
- Allegret, J.-P. et S. Azzabi. 2014, «Intégration financière internationale et croissance économique dans les pays émergents et en développement: le canal du développement financier», *Revue d'économie du développement*, vol. 22, n° 3, p. 27–68.
- Andersen, T. B. et F. Tarp. 2003, «Financial liberalization, financial development and economic growth in ldc», *Journal of International Development: The Journal of the Development Studies Association*, vol. 15, n° 2, p. 189–209.
- Arellano, M. et S. Bond. 1991, «Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations», *The review of economic studies*, vol. 58, n° 2, p. 277–297.
- BAD. 2010, «Intégration du secteur financier dans trois régions d’afrique: Comment l’intégration financière régionale peut soutenir la croissance, le développement et la réduction de la pauvreté», cahier de recherche, Banque Africaine de Développement, Abidjan.
- BAD. 2018, «Perspectives économiques en afrique», cahier de recherche, Banque Africaine de Développement, Abidjan.
- BAD. 2020, «Perspectives économiques en afrique: Former la main d’oeuvre africaine de demain», cahier de recherche, Banque Africaine de Développement, Abidjan.

- Baele, L., A. Ferrando, P. Hördahl, E. Krylova et C. Monnet. 2004, «Measuring financial integration in the euro area», cahier de recherche, ECB occasional paper.
- Baltagi, B. 2008, *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons.
- Beji, S. et A. Oueslati. 2013, «L'intégration financière régionale: quels impacts pour les pays en développement?», *Techniques Financieres et Developpement*, , n° 2, p. 63–74.
- Bekaert, G. et C. R. Harvey. 1995, «Time-varying world market integration», *the Journal of Finance*, vol. 50, n° 2, p. 403–444.
- Bekaert, G., C. R. Harvey et C. Lundblad. 2005, «Does financial liberalization spur growth?», *Journal of Financial economics*, vol. 77, n° 1, p. 3–55.
- Bekaert, G., C. R. Harvey et C. Lundblad. 2011, «Financial openness and productivity», *World Development*, vol. 39, n° 1, p. 1–19.
- Bonfiglioli, A. 2008, «Financial integration, productivity and capital accumulation», *Journal of International Economics*, vol. 76, n° 2, p. 337–355.
- Bumann, S., N. Hermes et R. Lensink. 2013, «Financial liberalization and economic growth: A meta-analysis», *Journal of International Money and Finance*, vol. 33, p. 255–281.
- Caner, M. et B. E. Hansen. 2004, «Instrumental variable estimation of a threshold model», *Econometric Theory*, vol. 20, n° 5, p. 813–843.
- CEA. 2008, «État de l'intégration régional en afrique iii : Vers l'intégration monétaire et financière en afrique», cahier de recherche, Commission de l'Union Africaine, Addis-Ababa.
- Chen, T., Jinzhao et Quang. 2014, «The impact of international financial integration on economic growth: New evidence on threshold effects», *Economic Modelling*, vol. 42, p. 475–489.
- Chinn, M. D. et H. Ito. 2008, «A new measure of financial openness», *Journal of comparative policy analysis*, vol. 10, n° 3, p. 309–322.
- Chouchane-Verdier, A. 2004, «Une analyse empirique de l'impact de la libéralisation financière en afrique subsaharienne sur la période 1983-1996», *Revue Tiers Monde*, , n° 3, p. 617–641.
- Colletaz, G. et C. Hurlin. 2006, «Threshold effects of the public capital productivity: an international panel smooth transition approach», *HAL*.
- De Brouwer, G. 1999, *Financial Integration in East Asia*, Cambridge University Press.

- De Nicolò, G. et L. Juvenal. 2014, «Financial integration, globalization, and real activity», *Journal of financial stability*, vol. 10, p. 65–75.
- Demirgüç-Kunt, A. et E. Detragiache. 1998, «The determinants of banking crises in developing and developed countries», *Staff Papers*, vol. 45, n° 1, p. 81–109.
- Eggoh, J., C. Bangake et G. Semedo. 2019, «Do remittances spur economic growth? evidence from developing countries», *The Journal of International Trade & Economic Development*, vol. 28, n° 4, p. 391–418.
- Ekpo, A. et C. Chuku. 2017, «Regional financial integration and economic activity in africa», *Journal of African Economies*, vol. 26, n° suppl 2, doi:10.1093/jae/ejx030, p. ii40–ii75.
- Feenstra, R. C., R. Inklaar et M. P. Timmer. 2015, «The next generation of the penn world table», *American economic review*, vol. 105, n° 10, p. 3150–82.
- FMI. 2018, *International financial statistics*, Fonds Monétaire International.
- Fouquau, J. 2008, *Modèles à changements de régimes et données de panel: de la non-linéarité à l'hétérogénéité*, thèse de doctorat, Orléans.
- Gamra, S. B. 2009, «Does financial liberalization matter for emerging east asian economies growth? some new evidence», *International Review of Economics & Finance*, vol. 18, n° 3, p. 392–403.
- González, A., T. Terasvirta et D. Van Dijk. 2005, «Panel smooth transition regression models (vol. 165)», *School of Finance and Economics, University of Technology*.
- Hansen, B. E. 1999, «Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference», *Journal of econometrics*, vol. 93, n° 2, p. 345–368.
- Im, K. S., M. H. Pesaran et Y. Shin. 2003, «Testing for unit roots in heterogeneous panels», *Journal of econometrics*, vol. 115, n° 1, p. 53–74.
- Ketteni, E. et C. Kottaridi. 2019, «Credit market deregulation and economic growth: Further insights using a marginal integration approach», *Journal of Macroeconomics*.
- Kose, M. A., E. Prasad, K. Rogoff et S.-J. Wei. 2009, «Financial globalization: a reappraisal», *IMF Staff papers*, vol. 56, n° 1, p. 8–62.
- Laeven, M. L. et M. F. Valencia. 2018, *Systemic banking crises revisited*, International Monetary Fund.

- Lane, P. R. et G. M. Milesi-Ferretti. 2007, «The external wealth of nations mark ii: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004», *Journal of international Economics*, vol. 73, n° 2, p. 223–250.
- Levine, R. 2001, «International financial liberalization and economic growth», *Review of international Economics*, vol. 9, n° 4, p. 688–702.
- Levine, R. 2005, «Finance and growth: theory and evidence», *Handbook of economic growth*, vol. 1, p. 865–934.
- Lucas, R. E. 1990, «Why doesn't capital flow from rich to poor countries?», *The American Economic Review*, vol. 80, n° 2, p. 92–96.
- Luukkonen, R., P. Saikkonen et T. Teräsvirta. 1988, «Testing linearity against smooth transition autoregressive models», *Biometrika*, vol. 75, n° 3, p. 491–499.
- Maddala, G. S. et S. Wu. 1999, «A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test», *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, vol. 61, n° S1, p. 631–652.
- Marshall, M. G., T. R. Gurr et K. Jagers. 2018, «Polity iv project: Political regime characteristics and transitions, 1800-2017», *Dataset Users' Manual*. Available online: <http://www.systemicpeace.org/polity> (accessed on 19 October 2018).
- McKinnon, R. I. 1973, *Money and capital in economic development*, Brookings Institution Press.
- McKinnon, R. I. 1993, *The order of economic liberalization: Financial control in the transition to a market economy*, JHU Press.
- McKinnon, R. I. et H. Pill. 1997, «Credible economic liberalizations and overborrowing», *The American Economic Review*, vol. 87, n° 2, p. 189–193.
- Mougani, G. 2012, *An analysis of the impact of financial integration on economic activity and macroeconomic volatility in Africa within the financial globalization context*, African Development Bank Group, Office of the Chief Economist.
- Mougani, G. et al.. 2006, «Intégration financière internationale, incidences macroéconomiques et volatilité des flux de capitaux extérieurs: une analyse empirique dans le cas des pays de la cemac», cahier de recherche, Orleans Economics Laboratory/Laboratoire d'Economie d'Orleans (LEO).
- Otchere, I., L. Senbet et W. Simbanegavi. 2017, «Financial sector development in africa-an overview», *Review of development finance*, vol. 7, n° 1, p. 1–5.

- Park, C.-Y. et J.-W. Lee. 2011, «Financial integration in emerging asia: Challenges and prospects», *Asian Economic Policy Review*, vol. 6, n° 2, p. 176–198.
- Quinn, D. P. et A. M. Toyoda. 2008, «Does capital account liberalization lead to growth?», *The Review of Financial Studies*, vol. 21, n° 3, p. 1403–1449.
- Rajan, R. G. et L. Zingales. 2003, «The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century», *Journal of financial economics*, vol. 69, n° 1, p. 5–50.
- Ranciere, R., A. Tornell et F. Westermann. 2006, «Decomposing the effects of financial liberalization: Crises vs. growth», *Journal of Banking & Finance*, vol. 30, n° 12, p. 3331–3348.
- Reinhart, C. M. et K. S. Rogoff. 2004, «Serial default and the "paradox" of rich-to-poor capital flows», *American Economic Review*, vol. 94, n° 2, p. 53–58.
- Senbet, L. W. 2009, «Financial sector policy reforms in the post-financial crisis era: Africa focus», *African Development Bank Group Working Paper Series*, vol. 1, p. 100.
- Seo, M. H., S. Kim et Y.-J. Kim. 2019, «Estimation of dynamic panel threshold model using stata», *arXiv preprint arXiv:1902.10318*.
- Seo, M. H. et Y. Shin. 2016, «Dynamic panels with threshold effect and endogeneity», *Journal of Econometrics*, vol. 195, n° 2, p. 169–186.
- Shahbaz, M. 2012, «Does trade openness affect long run growth? cointegration, causality and forecast error variance decomposition tests for pakistan», *Economic Modelling*, vol. 29, n° 6, p. 2325–2339.
- Shaw, E. S. 1973, *Financial deepening in economic development*, New York, NY (USA) Oxford Univ. Press.
- Stiglitz, J. E. 2000, «Capital market liberalization, economic growth, and instability», *World development*, vol. 28, n° 6, p. 1075–1086.
- Stiglitz, J. E. et A. Weiss. 1981, «Credit rationing in markets with imperfect information», *The American economic review*, vol. 71, n° 3, p. 393–410.
- Wakeman-Linn, J. et S. Wagh. 2008, «Regional financial integration: Its potential contribution to financial sector growth and development in sub-saharan africa», dans *International Monetary Fund seminar "African Finance for the 21st Century," Tunis, March*, p. 4–5.
- WDI. 2018, «World development indicators [wdi]», cahier de recherche, The World Bank.

A Annexe

Tableau A1 – Résultats des tests de racine unitaire en panel

	Test d'W_Im-Pesaran-Shin		Test de P_Maddala et Wu	
	Constance	Constance avec trend	Constance	Constance avec trend
<i>CGDPPO</i>	-13.7209***	-14.2677***	577.0125***	490.2749 ***
<i>IF variable</i>				
<i>IFR</i>	-7.1580 ***	-8.4991***	241.2592 ***	201.7182***
<i>Kaopen</i>	-	-	116.0245***	81.5491*
<i>Hci</i>	10.6591	6.8214	437.7510***	63.8387
<i>dHci</i>	-14.2563***	-2.3791***	604.7746***	484.0793***
<i>Ouv</i>	-2.5227***	-6.9277***	93.1942***	126.6882***
<i>Prcredit</i>	1.6673	-4.2603 ****	71.3066	89.1867***
<i>dPrcredit</i>	-12.7369***	-13.6095***	501.5129***	440.4830***
<i>Inflation</i>	-9.1007***	-10.1935 ***	306.9330 ***	257.6652***
<i>Polity2</i>	-	-	46.6629	38.2851
<i>dPolity2</i>	-	-	633.1153***	523.7315***
<i>Govexp</i>	-4.2384 ***	-6.3463***	128.3269***	109.3595***
<i>Durablreg</i>	-	-	213.5150***	413.2294***
<i>Ifi</i>	-1.6495**	-5.1427***	77.7880***	81.1638**
<i>Population</i>	-3.6525***	0.1240	210.0024***	116.8855***
<i>dPopulation</i>	-2.4226***	-1.1574	245.6385***	190.4679***
<i>Invest</i>	-0.1040	-5.8121***	62.4974	88.6923***
<i>dInvest</i>	-15.3745***	-15.5119***	773.8939***	626.5428***

Source : Auteurs.

Notes : *d* avant le nom de la variable désigne l'opérateur en différence première. Le nombre optimal de retards est choisi en minimisant l'AIC. ***, * et * sont significatifs à 1, 5 et 10%, respectivement, pour rejeter l'hypothèse nulle de la racine unitaire. *W_IPS* désigne les statistiques *IPS* normalisées basées sur des moments approximés simulés (Im et al., 2003). *P_MW* désigne la statistique de test de Fisher proposée par Maddala et Wu (1999) et sur les valeurs *p* individuelles de l'ADF.

Tableau A2 – Matrice de variance-covariance

	CGDPPO	IFR	Kaopen	Hci	Ouv	Prcredit	Inflation	Polity2	Govexp	Durablreg	Ifi	Population	Invest
CGDPPO	1.0000												
IFR	-0.0299	1.0000											
Kaopen	0.0402	-0.0637*	1.0000										
Hci	0.0261	0.0655*	0.3097***	1.0000									
Ouv	0.0149	0.0362	0.0366	0.3008***	1.0000								
Prcredit	-0.0394	-0.0382	0.1686***	0.3461***	0.0109	1.0000							
Inflation	-0.0052	0.9102***	-0.0545	0.0193	0.0443	-0.0329	1.0000						
polity2	0.0629*	-0.0561	0.2050***	0.3502***	0.2268***	0.2523***	-0.0471	1.0000					
govexp	-0.0863**	-0.0543	-0.0959***	0.0295	0.4955***	0.0731**	-0.0135	0.2041***	1.0000				
Durablreg	0.0225	-0.0416	0.3542***	0.1840***	0.0803**	0.3290***	-0.0299	-0.0612*	0.0181	1.0000			
Ifi	0.0017	-0.0079	0.2725***	0.1797***	0.1830***	0.2967***	-0.0039***	0.1890***	-0.0101	0.2841***	1.0000		
Population	0.1668***	-0.0224	-0.1260***	-0.1676***	-0.1222***	-0.2075***	-0.0090	-0.1203***	-0.0012	-0.1537***	-0.1851***	1.0000	
Invest	0.0548	-0.1091***	0.0577	0.1862***	0.4464***	0.0868**	-0.0524	0.1565***	0.4229***	0.1902***	0.0267	-0.0695	1.0000

Source : Auteurs.

Les ***, **, * représentent des coefficients significatifs à 1%, 5% et 10% après ajustement de Bonferroni.

Tableau A3 – Présentation des variables et leurs sources

Variables	Définitions	Sources
<i>CGDPPO</i>	Taux de croissance du PIB réel selon l'optique de la production par habitant en PPA (différence logarithmique sur la période).	PWT 9.1
<i>IFR</i>	Différence quadratique entre les spreads de taux d'intérêt et celui d'une moyenne régionale.	Statistiques financières internationales (SFI)
<i>Ifi</i>	Somme des actifs et passifs extérieurs divisée par le PIB.	Lane et Milesi-Ferretti (2007)
<i>Kaopen</i>	Mesure le niveau de restrictions aux mouvements internationaux des capitaux. Il est compris entre 0 et 1.	Chinn et Ito (2008)
<i>Hci</i>	Le nombre moyen d'années de scolarité par travailleur, interpolé linéairement	PWT 9.1
<i>Inflation</i>	Première différence logarithmique de l'indice des prix à la consommation.	Statistiques financières internationales (SFI)
<i>Ouv</i>	Somme des exportations et des importations en PIB, aux prix courants.	WDI (2018)
<i>Prcredit</i>	Crédit accordé au secteur privé par le secteur bancaire rapporté au PIB.	WDI (2018)
<i>Polity2</i>	La typologie des régimes politiques en établissant des scores allant du régime autocratique (-10) au régime démocratique (10)	Marshall et al. (2018)
<i>Govexp</i>	Dépenses gouvernementales en biens de consommation finales en pourcentage du PIB	WDI (2018)
<i>Durablreg</i>	Le nombre d'années écoulées depuis le dernier changement de régime ou la fin de la période de transition	Marshall et al. (2018)
<i>Population</i>	Taux de croissance annuel de la population calculé en différence logarithmique.	WDI (2018)
<i>Invest</i>	Formation brut du capital fixe en pourcentage du PIB	WDI (2018)

Source : Auteurs.