



ANNALES
DE
L'UNIVERSITE
MARIEN NGOUABI

Sciences Économiques et Gestion

VOL. 21, N° 1 – ANNEE: 2021

ISSN : 1815 – 4433 - www.annalessumng.org

Indexation : Google Scholar

ANNALES DE L'UNIVERSITE MARIEN NGOUABI SCIENCES ECONOMIQUES ET GESTION



VOLUME 21, NUMERO 1, ANNEE: 2021

www.annaesumng.org

SOMMAIRE

Directeur de publication

J-R. IBARA

Rédacteur en chef

J. GOMA-TCHIMBAKALA

Rédacteur en chef adjoint

Mathias M. A. NDINGA

Comité de Lecture :

AMOUSSOUGA GERO F. V.,

Cotonou (Bénin)

BEKOLO-EBE B., Douala

(Cameroun) BIAO A., Parakou

(Bénin)

BIGOU LARE, Lomé (Togo)

DIATA H., Brazzaville (Congo)

KASSE M., Dakar (Sénégal)

LENGA S. D., Brazzaville (Congo)

MAKOSSO B., Brazzaville

(Congo) MANTSIE R., Brazzaville

(Congo) N'GBO AKE G., Abidjan

(Côte d'Ivoire)

ONDO-OSSA A., Libreville

(Gabon) YAO NDRE, Abidjan

(Côte d'Ivoire)

Comité de Rédaction :

DZAKA KIKOUTA., Brazzaville

(Congo)

MAMPASSI J. A., Brazzaville

(Congo)

Webmaster

R. D. ANKY

Administration - Rédaction

Université Marien Ngouabi

Direction de la Recherche

Annales de l'Université Marien

Ngouabi

B.P. 69, Brazzaville – Congo

E-mail : annales@umng.cg

ISSN : 1815 - 4433

- 1 **Effet de la gouvernance sur l'aide publique au développement en Afrique subsaharienne.**
KARIM ADIDO, AKOÉTÉ E. AGBODJI, ALASTAIRE ALINSATO
- 23 **Les termes du débat sur la titrisation avant et après la crise des subprimes de 2007-2008**
NDOMBI ONDZE C. I. L.
- 34 **Les facteurs explicatifs qui influencent le comportement d'action environnementale en république du Congo : cas de la commune de Pointe-Noire**
SUKAMI E.
- 48 **Les principaux problèmes d'inefficience des banques de la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC)**
BANGAGNAN YANGA E. D.
- 66 **Effets des investissements directs étrangers (IDE) sur la diversification économique en république du Congo**
BAKABOUKILA AYESEA E.
- 87 **Hypothèse de la marche aléatoire de la consommation : une vérification empirique à partir des données agrégées du Congo - Brazzaville**
MBONGO KOUMOU G.
- 105 **Libéralisation financière et croissance économique en Afrique subsaharienne : une analyse économétrique avec données de panel**
BOUKARI M.
- 127 **Effets de la corruption sur la croissance économique en république du Congo : une analyse par un modèle non linéaire autorégressif à retards échelonnés (NARDL)**
HAKIZIMANA J.

- 146 Accès au microcrédit par les pme en république du Congo : analyse des déterminants et de l'effet sur la performance**
LEKOUKA F. C.
- 163 Diversification des exportations et croissance économique au Congo**
NKALOULOU OUMBA C.
- 184 Effets de l'urbanisation sur environnement au Congo**
OFFELE OKOPOUE J.
- 202 Effets des facteurs contextuels sur la pratique contraceptive : illustration basée sur données de l'enquête a indicateurs multiples du Congo**
OUADIKA S. A. B., NDINGA M. M. A.
- 224 Effets du crédit bancaire sur l'investissement du secteur privé dans les pays membres de la CEMAC**
MENGA MOKOMBI R. I.
- 237 Analyse comparative de la transmission de la politique monétaire dans la zone CEMAC en période normale et en période de crise**
ONDAYE W. G.
- 254 Effets des reformes sur la performance de la filière cotonnière au Togo : Cas de la restructuration de la SOTOCO**
KINVI M., SANOUSSI Y., WONRYA K. O.
- 277 Effets de la pauvreté monétaire sur la qualité de l'environnement dans les pays de la Communauté Économique des États de l'Afrique centrale (CEEAC)**
ONOUNGA D. D.
- 298 Impact des politiques agricoles et alimentaires sur l'état nutritionnel des populations en République du Congo : Cas de la fortification des aliments**
ATSAMEKOU AKOUELAMOUI S. C., MBOULOU S. R., NDINGA M. M. A.



LIBERALISATION FINANCIERE ET CROISSANCE ECONOMIQUE EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE : UNE ANALYSE ECONOMETRIQUE AVEC DONNEES DE PANEL

BOUKARI M.

*Laboratoire de Recherche et d'Analyse Économique et Sociale (LARADES),
Université de Tahoua*

RESUME

L'objectif de ce papier est de déterminer l'effet de la libéralisation financière sur la croissance économique en Afrique subsaharienne. Les données utilisées proviennent de la banque mondiale couvrant la période 1985 à 2010. À l'aide de la méthode DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares), les résultats montrent que l'agrégat monétaire au sens large et le crédit intérieur destiné au secteur privé ont une contribution positive et significative sur la croissance économique. A l'inverse, le crédit intérieur fourni par le secteur financier a donné une contribution négative. En termes d'implication de politiques économiques, la promotion des crédits au secteur privé par les institutions de financement du développement (secteur bancaire, bailleurs de fonds, fonds d'investissement, etc.) se révèle être une option envisageable pour les pays d'Afrique subsaharienne.

Mots-clés : Développement financier ;
Croissance économique ; Données de panel,
Afrique
Classification JEL : G21 ; O16 ; O40

ABSTRACT

The objective of this paper is to determine the effect of financial liberalization on economic growth in sub-Saharan Africa. The data used are from the World Bank database covering the period 1985 to 2010. Using the Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) method, the results show that broad money and domestic credit to the private sector have a positive and significant contribution to economic growth. Conversely, domestic credit provided by the financial sector made a negative contribution. In terms of the involvement of economic policies, the promotion of credits to the private sector by development finance institutions (banking sector, donors, investment funds, etc.) is proving to be a possible option for the countries of Sub-Saharan Africa.

Keywords : Financial development; Economic growth; Panel data, Africa
Classification JEL : G21 ; O16 ; O40

INTRODUCTION

La libéralisation financière est devenue une préoccupation des pays en développement à la suite des travaux de McKinnon (1973) et Shaw (1973). Ces auteurs ont montré que la répression financière est un frein à la croissance économique. Ils suggèrent ainsi l'utilisation de la libéralisation financière comme mécanisme pour soutenir le développement économique. L'application de la libéralisation financière devrait permettre, à travers l'augmentation des taux d'intérêt en termes réels de réhabiliter le secteur bancaire et accroître la croissance économique des pays. C'est dans ce sens que plusieurs pays d'Afrique ont entrepris, en plus de la libéralisation financière, la restructuration des banques, l'abolition du contrôle monétaire direct, etc. Verdier (2004).

Après une décennie d'ajustement et de réformes, les résultats n'ont pas été en faveur des entreprises africaines pourtant censée être à la base de l'augmentation du taux de croissance. En effet, l'élément clé de ces réformes est la politique de libéralisation financière qui est venue mettre fin aux politiques keynésiennes de relance basée sur l'application de taux d'intérêt assez bas pour permettre d'encourager les investissements. La nouvelle politique a amené les économies en développement à adopter des instruments indirects de contrôle monétaire avec les taux d'intérêt déterminés par le marché, les crédits à l'économie devraient donc se diriger vers les investissements productifs. Il s'agit d'accorder un intérêt particulier au système financier pour la croissance et le financement de l'économie (Cameron, 1967 ; Goldsmith, 1969). L'enjeu des politiques de libéralisation financière était donc de permettre aux banques d'assurer leur rôle d'intermédiation financier pour permettre le développement économique de ces pays.

Ainsi, dans la plupart des pays africains, il y a eu un approfondissement du secteur financier en améliorant les politiques financières. Si les travaux de Schumpeter (1911) ont montré les effets positifs du développement financier sur la croissance, la littérature récente présente des résultats ambigus et montre une discontinuité à travers l'existence des effets seuil (de développement financier). Néanmoins, tous ces travaux soutiennent que la croissance et le développement financier sont positivement liés lorsque le secteur financier est relativement étroit (Ntjen et Cletus, 2021 ; Berthelemy et Varoudakis, 1996). Les résultats des politiques de libéralisation financière ont été variables selon les pays en raison du fait que certains pays sont parvenus à diversifier l'offre des produits financiers et accéder au marché financier internationaux et d'autres sont restés à la traîne. La faiblesse du système bancaire des pays d'Afrique subsaharienne leur a épargné des effets de la crise financière de 2007/2008, mais le déficit d'épargne et les besoins cruciaux d'investissements montrent toute la nécessité pour ces pays à mobiliser de façon efficace des ressources pour financer le développement économique à travers une transformation structurelle des économies (Diandy, 2018). Bien que le débat sur la libéralisation financière et croissance économique ne soit pas récent sur l'Afrique subsaharienne, les résultats empiriques ne sont pas souvent concluants et semblent ignorer les questions de non-linéarité et l'existence des effets seuil exercés par le développement financier dans sa relation avec la croissance économique (Ousmanou, 2017 ; Ibrahim et Alagidede, 2017).

Les stratégies adoptées se sont focalisées sur la contribution du système financier, mettant en avant le rôle de la finance dans le développement économique. Cela a conduit au retour des politiques dites de libéralisation financière qui ouvrent la voie à un plébiscite de la finance comme moteur de la croissance

économique. Pagano (1993) trouve que le système financier agit doublement sur le capital, augmentant son niveau et sa productivité. Cela génère une épargne supplémentaire, qui accroît, de nouveau, le stock du capital et ainsi de suite. Le système financier des pays d'Afrique subsaharienne ne répond pas à cela. Par ailleurs, il peut bien être difficile d'atteindre un objectif de croissance malgré l'instauration des politiques de libéralisation financière. Quel serait l'effet du développement financier sur la croissance économique dans ces pays ? Cet article a pour objectif de trouver l'effet de la libéralisation financière sur la croissance économique des pays d'Afrique subsaharienne. Nous émettons l'hypothèse selon laquelle la libéralisation financière affecte positivement la croissance économique de ces pays. Dans la suite du développement, nous présentons les différents points de vue de la littérature dans la première section suivie de la spécification du modèle économétrique dans la seconde section. La troisième section est consacrée à la présentation des données suivie des résultats, d'une conclusion et une bibliographie.

1. Revue de littérature théorique et empirique

1.1 Revue théorique

La relation entre le développement financier et la croissance a donné lieu à des contributions académiques divergentes. Dans la littérature économique, le débat se recentre autour de la vision néoclassique de McKinnon et Shaw (1973) opposée à celle des néostructuralistes (Van Wijnbergen, 1985) et des nouveaux keynésiens (Stiglitz et Weiss, 1981). Pour les premiers, les effets de la libéralisation sont positivement corrélés à la croissance par le biais de la restructuration du système financier, les seconds trouvent plutôt une ambiguïté quant aux signes du lien entre libéralisation financière et croissance. La littérature sur les théories de la croissance économique va plus loin et trouve que le développement

économique est un processus d'innovations ou les interactions entre le secteur financier et le secteur réel constituent une force motrice pour une croissance économique dynamique. En d'autres termes, le progrès technologique exogène détermine le taux de croissance à long terme, alors que les intermédiaires financiers ne sont pas précisément modifiés pour affecter le taux de croissance à long terme. Les vérifications empiriques de cette affirmation théorique montrent comment l'intermédiation financière mobilise les économies, alloue des ressources, diversifie les risques et contribue à la croissance économique (Greenwood et Jovanovic, 1990). Pour les nouvelles théories de la croissance soutiennent les intermédiaires et les marchés financiers apparaissent de manière endogène en réponse à l'incomplétude du marché et, contribuent à la croissance à long terme. Le développement des institutions financières doit permettre d'assainir l'information et de diminuer les coûts de transaction pour favoriser les décisions d'investir dans des activités améliorant la productivité. Les théories de la croissance économique ont toujours cherché à expliquer les déterminants des différents taux de croissance d'un pays par rapport à un autre. Dornbusch et Fisher (1994) ont montré qu'il y a eu deux périodes importantes de travail intense sur la théorie de la croissance. La première concerne les études sur la croissance économique à long terme qui ont été intenses à la fin des années 1950 et 1960 (théorie de la croissance néoclassique), la deuxième concerne une résurgence à la fin des années 80 (théorie croissance endogène). Ce débat théorique s'est poursuivi avec la vérification du lien entre le développement financier et la croissance économique dans les pays en développement.

De nos jours, les questions les plus débattues dans les économies en développement sont celles relatives à la relation entre la finance et la croissance économique. Bien que les résultats

entourant cette question soient mitigés, les études portent le plus sur les liens de causalité entre la croissance économique et la finance. Certaines pensées économiques soutiennent le point de vue selon lequel le développement financier provoque la croissance économique, alors que d'autres proposent que l'augmentation de la performance économique entraîne une croissance du secteur financier. La question de la causalité est importante pour la politique économique dans la détermination de la nature et de la direction de la relation entre la finance et la croissance. Si une part importante de la littérature confirme une relation entre la finance et la croissance économique, un désaccord sur la direction de la causalité se pose. Des auteurs ont théoriquement et empiriquement montré qu'il existe une direction causale de la libéralisation financière à la croissance économique McKinnon (1973), King & Levine (1993). Cependant, des auteurs font valoir que l'orientation provient de la croissance économique et du développement financier. Le développement économique augmente la demande des services financiers dans les économies Gurley et Shaw (1967). D'autres chercheurs tels que Patrick (1966), soutiennent que la direction causale est bidirectionnelle.

À partir des années 1990, les travaux sur la libéralisation financière visent à montrer la nécessité de libéraliser les marchés financiers ; à identifier des mécanismes propres à ces marchés ; à saisir leurs évolutions significatives et enfin à les caractériser. Pour Pagano (1993), le système financier agit doublement sur le capital, en augmentant son niveau et sa productivité. Cela génère une épargne supplémentaire, qui accroît, de nouveau, le stock du capital et ainsi de suite. Cependant, les pays de l'Afrique subsaharienne ne disposent pas d'un système financier comme présenté précédemment. Il est donc difficile d'atteindre un objectif de croissance,

malgré l'instauration des politiques de libéralisation financière. Dans des économies type Afrique subsaharienne, le système financier n'offre pas un cadre propice à de telles analyses. Le paysage financier est hétérogène au risque d'y faire exister autant de pays que de systèmes financiers. En plus de cette hétérogénéité s'ajoute un problème lié à la profondeur et à la résilience de ce secteur dont la majorité des transactions se passe dans le très court terme ou via le circuit informel (Lelart, 2002).

1.2 Revue empirique

Les travaux empiriques sur la libéralisation financière permettent de vérifier les hypothèses des contributions théoriques. Toutefois, en dépit de leur abondance et des insuffisances des théories sur lesquels ils reposent, Levine (2005) souligne que ces travaux peinent à démontrer empiriquement la contribution du développement financier à la croissance. À partir des données de panel, Goldsmith (1969) analyse le lien entre finance et développement économique sur la période 1860-1963. Il établit une corrélation positive entre le développement financier, mesuré par la taille des intermédiaires financiers en proportion du PIB et la croissance économique. King et Levine (1993) montrent que le développement financier permet de prévoir la croissance économique à un horizon allant de 10 à 30 ans. Pour Levine et Zervos (1998), l'impact du développement financier sur la croissance économique dépend du niveau initial de liquidité du marché boursier et de celui des banques. Beck et al. (2000) ont mis en évidence une relation positive entre le développement financier et la croissance économique. Cette relation s'explique à travers un certain nombre d'indicateurs de performances, tels que la productivité globale des facteurs, le taux d'accumulation du capital et le taux de croissance économique. En utilisant simultanément un panel de 74 pays et la méthode des moments généralisés, Rioja et

Valev (2004) ont trouvé que le développement financier affecte positivement la croissance économique selon l'appartenance du pays à une classe de revenu. Dans les pays à faible revenu, cet effet passe par le biais de l'accumulation du capital, tandis que dans les pays à revenu intermédiaire, il passe par la productivité du capital. Toutefois, cet effet est positif dans les pays à revenu élevé, mais reste peu significatif, d'où son impact demeure faible. Les travaux de Bekaert et al. (2005) confirment ceux de Levine et Zervos (1998) soulignant que le marché boursier joue un rôle important pour la croissance économique.

Malgré leur nombre, les travaux empiriques utilisant les données de panels restent peu concluants et leurs résultats varient en fonction du pays et de la période étudiée. Il est important de savoir si la causalité va du développement financier vers la croissance économique ou inversement. Ainsi, Jung (1986) trouve une causalité bidirectionnelle entre le développement financier et la croissance. Par ailleurs, Demetriades et Hussein (1996) ont conduit une étude de causalité sur les deux variables, mais leurs résultats montrent un faible lien de causalité.

Des tests de robustesse entre le développement financier et la croissance renvoient à la recherche de la présence d'effets de seuil (Minea et Villieu, 2010). Les travaux préliminaires de Berthélemy et Varoudakis (1996) montrent que le niveau de développement financier peut lui-même être une source de non-linéarité entre le développement financier et la croissance. Pour ces auteurs, il existe, des effets de seuil en fonction du niveau de capital humain et du développement financier initial, conduisant à l'apparition de « clubs de convergence » à partir de ces deux variables. Eggoh et Villieu (2010) ont montré l'existence de trajectoires multiples de croissance endogène à long terme, et la possibilité d'une relation non-linéaire entre le développement financier et la croissance,

le niveau de développement financier exerçant un effet de seuil dans cette relation. Dans ce cas, l'hypothèse selon laquelle le développement financier exerce lui-même un effet de seuil, a été développée. Ainsi, Deidda et Fatouh (2002) ont montré que la relation entre développement financier et croissance peut dépendre du niveau de revenu. Ils trouvent que cette relation est significative dans les pays à revenu élevé, mais devient non significative dans les pays à bas revenu. Les travaux de Rioja et Valev (2004) s'inscrivent dans le même ordre d'idée et suggèrent que la relation finance croissance n'est significativement positive qu'au-delà d'un seuil de développement financier. À partir de la base des données de Levine et al. (2004), Huang et Lin, (2009) détectent la non-linéarité et montrent que l'effet positif du développement financier sur la croissance est plus élevé dans les pays à revenu faible que dans les pays riches.

En Afrique subsaharienne, l'analyse empirique des liens entre développement financier et croissance économique faite par Aka (2010) dans 22 pays à l'aide d'estimation VAR, montre que le développement financier stimule la croissance économique dans les pays où cette croissance est soutenue par le progrès technique. Dans le cas spécifique de l'Algérie, lorsqu'ils utilisent le modèle à correction d'erreur, Nassima et Fekir (2020) trouvent que le secteur financier agit positivement sur la croissance économique à long terme. Pinshi et Kabeya (2021) ont quant à eux vérifié la relation de causalité entre le développement financier et la croissance économique en République Démocratique du Congo (RDC) sur la période 2004 à 2019. A travers une analyse dynamique de la causalité de Granger les auteurs trouvent qu'il existe une relation robuste et unidirectionnelle allant de la croissance économique au développement financier. Dans leur étude sur la relation entre développement financier et croissance économique de 50 pays africains, Musamali et al. (2014) montrent l'existence d'un lien

de causalité bidirectionnel entre le système financier et la croissance économique pour la période 1980 à 2008.

Toutes ces études empiriques, surtout en Afrique subsaharienne, ont privilégié la croissance du PIB réel ou encore le PIB réel par tête. Les questions de causalité portent sur la détermination de la nature et de la direction de la relation entre la finance et la croissance. Selon de différentes études faites, nous remarquons que la direction de causalité entre le développement financier et la croissance économique est ambiguë voir complexe. Elle diffère selon les pays ou groupe de pays, les méthodes d'estimations utilisées, mais aussi selon les variables de contrôle utilisées. La nouveauté dans ce papier est que nous accordons une attention particulière à la présentation des statistiques

$$y_{it} = \alpha_i + u'_{it}\beta + \sum_{j=-q}^q c_{ij}\Delta u_{it+j} + v_{it} \quad (1)$$

Où c_{ij} est le coefficient de l'avance ou du retard des variables explicatives différenciées. Les coefficients estimés sont donnés par l'équation suivante :

$$\hat{\beta}_{DOLS} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T z_{it} \hat{y}_{it} \sum_{t=1}^T z_{it} z'_{it} \quad (2)$$

Où $z_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$, $\Delta u_{i,t-q}$, ..., $\Delta u_{i,t+q}$ est un vecteur $2(q+1) * 1$ de variables explicatives.

Dans l'approche économétrique que nous adaptions ici, nous spécifions notre modèle à travers l'usage de la méthode de cointégration afin d'étudier les liens de causalité entre le développement financier et la croissance économique. Pour cela nous présentons un modèle de la forme suivante :

$$y_{it} = a_{0i} + a_{1i} F_{it} + a_{2i} X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

descriptives, des tests de stationnarité et de cointégration par région et zone d'intégration économique avant de procéder à une estimation.

2. La spécification du modèle économétrique

Pour notre estimation, nous utilisons la méthode DOLS (Dynamic Ordinary Least Square) de Saikkonen (1991) et Stock et Watson (1993). Elle permet d'estimer une relation de cointégration homogène, l'hétérogénéité entre individus est prise en compte par l'inclusion de l'effet fixe individuel. Cette méthode est aussi basée sur la correction de l'autocorrélation. L'estimateur DOLS est paramétrique, obtenu en panel en effectuant la régression suivante qui inclut les retards du régresseur I(1) différencié dans la régression :

Où y_{it} représente le PIB par tête ;
 F_{it} la mesure du développement financier ;
 X_{it} un vecteur représentant les variables de contrôle et u_{it} le terme d'erreur.

L'impact de la finance à travers le développement financier sur la croissance économique dépend du choix d'indicateur du développement financier et du niveau de développement économique du pays considéré. Afin de prendre en compte ces aspects bien documentés dans la littérature, nous utilisons trois mesures de développement financier sur des pays d'Afrique subsaharienne avec différents

niveaux de revenu. Le premier indicateur du développement financier que nous utilisons est l'agrégat monétaire M3 ou agrégat large qui comptabilise la monnaie en circulation, les dépôts à vue et les dépôts à terme, les titres d'OPCVM monétaires, les titres de créance d'une durée initiale ou inférieure à deux ans. Le recours à cet agrégat permet de prendre en compte toutes les institutions financières, y compris la banque centrale. Le second indicateur donne la part du crédit domestique financée par les banques en pourcentage du PIB. Cet indicateur permet d'apprécier la contribution du secteur financier et bancaire dans le financement de l'économie. Il traduit la performance du système financier domestique à travers sa capacité de réaction vis-à-vis des besoins de l'économie locale. Le troisième indicateur du développement financier est la part de crédit destinée au secteur privé évaluée en pourcentage du PIB. Cet indicateur montre l'impact du secteur privé sur le financement du développement. L'usage de cet indicateur permet de voir dans quelle

mesure le secteur privé peut contribuer à la réduction de la pauvreté et soutenir la croissance économique dans les pays africains.

Mis à part les variables d'intérêt, nous utilisons un groupe de variables de politique économique en tant que variables de contrôle. Les variables de contrôle comprennent les dépenses publiques et la part du commerce dans le PIB. Les dépenses du gouvernement dépendent de la nature du secteur dont elles financent. Ainsi, dans le modèle de croissance endogène (Barro et Sala-i-Martin, 1995) les dépenses dédiées au secteur de l'éducation, les infrastructures sont considérées comme des investissements productifs pouvant à long terme favoriser la croissance économique. La formation brute du capital fixe traduit la dynamique de l'économie à travers l'évolution de l'investissement tandis que l'ouverture commerciale mesure l'ouverture des économies vers le reste du monde.

Tableau 1. Les variables du modèle économétrique

Variables	Description	Source
M3 PIB	Agrégat monétaire au sens large	<i>World development indicators, 2010</i>
DCFS	Crédit intérieur fourni par le secteur financier	<i>World development indicators, 2010</i>
DCPS	Crédit intérieur destiné au secteur privé	<i>World development indicators, 2010</i>
GDP	PIB par tête	<i>World development indicators, 2010</i>
GGFC	Dépenses de l'Etat et du gouvernement	<i>World development indicators, 2010</i>
TRADE	Part du commerce dans le PIB	<i>World development indicators, 2010</i>
GCF	Formation brute du capital fixe	<i>World development indicators, 2010</i>

Source : Auteur

Afin de déterminer les relations, à court ou à long terme, entre la finance et la croissance économique, nous allons effectuer dans un premier temps des tests de racines unitaires pour juger de la stationnarité de nos données. L'objectif est de vérifier si nos variables d'intérêt qui représentent le développement sont non stationnaires en niveau et stationnaires après la différenciation. Ensuite, après avoir stationnarisé nos variables d'intérêt, nous utiliserons les techniques de cointégration

pour étudier les relations de cointégration entre les différentes variables.

2.1. Le test de racine unitaire sur panel

Une des priorités de notre étude empirique est le test de stationnarité des variables du modèle. Le but est d'étudier les caractères stochastiques des variables, mais la spécification correcte de la partie déterministe est importante pour la réalisation du test¹. Le recours au test de

¹ Le test de racine unitaire concerne principalement la partie auto-régressive de la partie stochastique du

processus y_{it} , mais la spécification correcte de la partie déterministe est importante car la

racine unitaire permet d'identifier la présence de racines unitaire dans une série. Avec le développement récent des techniques économétriques basées sur les tests de stationnarité des panels non stationnaires (Hadri, 2000 ; Choi, 2001 ; Levin, et al., 2002 ; Breitung et Das, 2005), l'étude de la stationnarité permet d'éviter les erreurs de type 2 (accepter l'hypothèse H_0 alors qu'elle est fausse) et d'augmenter le pouvoir du test.

Au regard de la structure de nos données, nous envisageons d'effectuer un test de deuxième génération basé sur un

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + z'_{it} \gamma_i + v_{it} \quad (4)$$

Où $i=1, \dots, N$ représente la composante individuelle, $t=1, \dots, T$ la composante temporelle et v_{it} représente le terme d'erreur du i ème pays à la période t . La variable dépendante correspond à y_{it} et z'_{it} la composante déterministe représentant les variables de contrôle incluant la variable expliquée retardée. Plusieurs cas de figure affectent l'ordre de la composante déterministe. Si $z'_{it}=1$, on note alors la présence d'effets fixes dans le modèle. Lorsque $z'_{it} = (1, t)$ la composante déterministe comporte un trend en plus des effets fixes.

Le test classique consiste à déterminer la racine unitaire pour chaque individu du panel et ensuite à sommer les différentes valeurs significatives (p-value) individuelles. Le test donne une valeur globale :

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_i \quad (5)$$

Où P suit une loi du chi-deux avec $2N$ degrés de liberté lorsque T tend vers

Dickey-Fuller Augmenté (ADF) de Choi (2001) ou test de Fisher-type qui accepte les données non complètes. Le principe de base d'un Fisher-type repose sur une combinaison des niveaux de significativité (p-value) de N tests individuels de racine unitaire indépendants. En effet, le test consiste à vérifier l'hypothèse nulle $H_0 : \rho_i = 1$ (tous les panels contiennent une racine unitaire) contre l'hypothèse alternative $H_a : \rho_i < 0$ (au moins un panel est stationnaire). La spécification du test est :

l'infini, pour N fini. Dans la procédure effectuée par Choi (2001), le résultat du test de Fisher-type ou test de combining p-value tests donne quatre statistiques (P , Z , L et P_m). La première représente l'inverse du chi-deux calculée précédemment. Cependant, Choi (2001) suggère d'utiliser la statistique standardisée Z donnée par la quantité suivante :

$$Z = \frac{1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (-2 \ln p_i - 2) \quad (6)$$

Où Z suit une loi normale centrée réduite $N(0,1)$ lorsque N tend vers l'infini.

L'avantage de ce test par rapport aux autres tests de racine unitaire de première génération (Im Pesaran et Levin Lin), est qu'il ne retient pas l'hypothèse selon laquelle le coefficient autorégressif ρ_i est le même pour tous les individus du panel.

2.2. Cointégration et données de panel

L'usage des techniques de cointégration sur les panels fait, de plus en plus, d'adeptes dans la littérature

détermination de l'ordre d'intégration de cette partie est tout aussi importante pour la réalisation des tests.

empirique. Deux raisons principales sont à la source de ce succès. En premier lieu, la combinaison de la dimension temporelle avec la dimension individuelle augmente le pouvoir du test. En second lieu, plusieurs études économétriques peinent à rejeter l'hypothèse nulle H_0 de non existence de la cointégration entre les variables, même dans le cas où la théorie sous-entend le contraire. L'intérêt que suscite la cointégration est de corriger les erreurs d'analyses dues notamment aux méthodes de différenciations des variables.

Le test de cointégration utilisé est celle de Westerlund (2007). Ce test est basé sur le modèle à correction d'erreur. On considère à priori que le processus générateur de données est un modèle à correction d'erreur. On effectue le test sur le paramètre qui représente la vitesse d'ajustement, c'est-à-dire la vitesse à laquelle le système revient à l'équilibre après un choc. L'une des explications des rejets des autres méthodes réside dans le fait que ces tests portent sur les résidus, tant dans les séries temporelles pures que dans les panels. Cela exige que les paramètres à long terme des variables en niveau soient

$$\Delta y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_t} \alpha_{i,t-j} + \sum_{j=-q_t}^{p_{t-1}} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Où Δ représente l'opérateur de différence, t variant de 1 à T symbolisant la dimension temporelle, et i allant de 1 à N représentant la partie individuelle. La composante déterministe correspond à d_t qui peut être avec ou sans constante et trend.

$$\Delta y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i (y_{i,t-1} - \lambda'_i x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_t} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_t}^{p_{t-1}} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

On peut remarquer que la quantité $\lambda'_i = -\alpha_i \beta'_i$ doit être négative pour qu'il y ait un retour de y_{it} à sa valeur d'équilibre après un choc aléatoire. Le paramètre α_i

égaux aux paramètres à court terme. Plusieurs études et travaux, notamment Banerjee et al., (1998), ont montré cette défaillance due à la nature dynamique des résidus, ce qui, par conséquent, influence fortement le rejet de la cointégration ou les relations, à long terme, entre les variables. À cette fin, Westerlund (2007) a mis au point quatre nouveaux tests de cointégration en panel basés sur des facteurs structurels plutôt que sur des facteurs résiduels axés sur la dynamique structurelle plutôt que sur la dynamique résiduelle et qui, par conséquent, n'imposent aucune restriction de facteur commun. Les nouveaux tests sont tous normalement distribués et suffisamment généraux pour prendre en compte la dynamique à court terme spécifique à l'unité, les paramètres de tendance et de pente spécifiques à l'unité et les paramètres transversaux. L'auteur suppose, dans un premier temps, que la cointégration existe dans tout le groupe de panel, lorsque l'autre méthode teste l'hypothèse alternative selon laquelle il existe au moins un panel cointégré dans le groupe. La spécification du modèle à correction d'erreur de Westerlund est :

Dans l'optique de tenir compte de la spécificité de notre variable dépendante y_{it} comme étant le logarithme du PIB par tête, nous réécrivons l'équation (5) qui intègre les variables en variation et en niveau :

détermine la force de rappel de l'équilibre. Pour qu'il y ait une relation à long terme, il faut que $y_{i,t-1}$ soit inférieur à $\lambda'_i x_{i,t-1}$. Sous la forme de l'équation (6), la correction du modèle d'équilibre est donnée selon que la

valeur d'équilibre soit nulle ou différente de zéro. Si $\alpha_i = 0$, la valeur de la correction d'équilibre est égale à zéro pour tout i , l'ajustement entre le court et le long terme s'effectue dans la même période. Dans ce cas, il n'y a pas de relation de cointégration entre y_{it} et x_{it} . Si $\alpha_i < 0$ (force de rappel) est inférieur de zéro, il existe une relation de cointégration entre les variables.

La procédure du test revient à tester l'hypothèse nulle ou d'absence de cointégration $H_0 : \alpha_i = 0$ pour tout i contre l'hypothèse alternative $H_a : \alpha_i < 0$. Comme nous l'avons mentionné plus haut, Westerlund propose quatre tests (group-mean tests et panel-mean statistic) pour l'hypothèse alternative en fonction de l'homogénéité du paramètre α_i . En premier lieu, Westerlund propose le group-mean test qui n'accepte pas l'homogénéité du paramètre α_i . Dans ce cas l'hypothèse alternative peut s'écrire de la forme : $H_g : \alpha_i < 0$ pour un certain i . En second lieu, Westerlund effectue un test de panel-mean statistic, où l'homogénéité du paramètre α_i est prise en compte, alors l'hypothèse alternative sera : $H_p : \alpha_i = \alpha < 0$ pour tout i .

2.3. Estimation de la relation à long terme

Une fois la présence de cointégration détectée, l'objectif suivant est d'estimer les relations, à long terme, entre les variables. Pour ce faire, plusieurs

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \sum_{j=-q_1}^{j=q_2} \delta_{ij} \Delta x_{it+j} + v_{it} \quad (11)$$

Où δ_{ij} est le coefficient des avances/retards des différences premières

estimateurs existent : Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) ; Pool Mean Group (PMG) et le Fully Modified OLS (FMOLS). Pour notre cas, nous allons utiliser l'estimateur DOLS de Kao et Chiang (2000). L'estimateur DOLS est au départ développé par Saikkonen (1991) uniquement pour les séries temporelles. Mais il sera plus tard adapté par Kao et Chiang aux données de panel. Afin d'obtenir un estimateur sans biais des paramètres de relations à long terme, l'estimateur DOLS rajoute des avances et des retards de Δx_{it} dans la relation de cointégration pour éliminer la corrélation entre les variables explicatives et le terme d'erreur. Considérons un modèle de panel avec des effets fixes :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it} \quad (9)$$

Où y_{it} représente la matrice de la variable dépendante, β un vecteur de coefficient des variables explicatives de dimension $(k,1)$, α_i l'effet fixe individuel et u_{it} le terme d'erreur.

Nous transformons l'équation (9) en ajoutant les avances et les retards pour éliminer la corrélation entre les variables.

Mais avant, nous supposons que x_{it} suit un processus autorégressif en différence première d'où :

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

L'estimateur DOLS provient de la structure de l'équation suivante :

des variables explicatives. Dans notre modèle, nous considérons le logarithme du

PIB réel comme variable indépendante ; xit le vecteur des variables explicatives représentant le développement financier.

L'avantage de l'estimateur DOLS comparé à une simple procédure des moindres carrés ordinaires, c'est qu'il rend compte à la fois de la corrélation et du problème d'endogénéité de l'échantillon d'étude. Ainsi, au regard de la structure de notre échantillon, l'estimateur permet de prendre en compte les différences de niveau de développement entre les pays de l'Afrique subsaharienne et les pays du Maghreb.

3. Données et résultats

3.1. Les données

Notre base de données est constituée d'un échantillon de pays d'Afrique du Nord et d'Afrique subsaharienne, à l'exception de quatre pays (Guinée-Bissau, Sao-Tomé et Príncipe, Somalie et Soudan du Sud) pour manque des données². Dans la structure des données de panel l'usage des données annuelles est important parce qu'elles permettent d'éviter les effets de saisonnalité. Dans notre cas, la période d'étude s'étend de 1985 à 2010. Le choix de cette période d'étude réside dans la volonté d'éliminer la période de forte tension du terrorisme au sahel depuis 2011 et aussi du fait de manque de certaines variables pour tous les pays en raison de cette crise.

Du fait que la relation entre développement financier et croissance économique affecte différemment les pays selon leur niveau de revenu, nous adaptons notre papier à l'ensemble des pays de l'Afrique subsaharienne selon leur appartenance à des zones de libre-échange ou à des zones d'intégration régionale.

² Afin de diminuer la fréquence des données manquantes nous avons opté pour la construction d'un échantillon basé sur des moyennes mobiles non imbriquées sur trois ans. Ainsi, l'échantillon

initial comporte 26 années après correction des données, nous avons obtenu 9 sous-périodes de trois ans.

Tableau 1 : Les zones de libre-échange

Union Maghreb Arabe	Communauté économique des Etats de l'Afrique centrale	Communauté économique des Etats de l'Afrique de l'ouest	Autorité intergouvernementale pour le développement	Communauté de développement d'Afrique australe
Algérie	Angola	Benin	Djibouti	Angola
Egypte	Burundi	Burkina Faso	Erythrée	Botswana
Lybie	Cameroun	Cap Vert	Ethiopie	Congo RDC
Mauritanie	Centrafrique	Côte d'Ivoire	Kenya	Lesotho
Maroc	Tchad	Gambie	Soudan	Madagascar
Tunisie	Congo Brazza	Ghana	Uganda	Malawi
	Congo RDC	Guinée		Maurice
	Guinée équatoriale	Guinée Bissau		Mozambique
	Gabon	Liberia		Namibie
	Rwanda	Mali		Seychelles
		Niger		Afrique du Sud
		Nigeria		Swaziland
		Sénégal		Tanzanie
		Sierra Leone		Zambie
		Togo		Zimbabwe

Source : Auteur

Tableau 3 : Zones douanières et unions monétaires et économiques

COMESA	Communauté d'Afrique de l'Est	Union économique et monétaire ouest-africaine	Union douanière d'Afrique Australe
Cameroun	Burundi	Benin	Djibouti
Centrafrique	Kenya	Burkina Faso	Erythrée
Tchad	Rwanda	Côte d'Ivoire	Ethiopie
Congo Brazza	Tanzanie	Guinée Bissau	Kenya
Congo RDC	Uganda	Mali	Soudan
Guinée équatoriale		Niger	Uganda
Gabon		Sénégal	
		Togo	

Source : Auteur

3.2. Les résultats

Dans cette section, nous présentons les statistiques descriptives en premier lieu suivies des résultats des tests de stationnarité et ceux du test de cointégration pour terminer avec l'estimation des relations à long terme.

Statistiques descriptives

Le tableau suivant présente l'ensemble des statistiques par organisation régionale. Toutefois, il faut souligner que le

total de la colonne pays dépasse le nombre des pays retenus dans notre étude. L'explication que nous pouvons fournir est celle qui vient montrer que plusieurs pays appartiennent à une même organisation régionale, d'où une double comptabilisation d'un même pays dans deux ou trois organisations différentes.

Tableau 2: Statistiques descriptives par régions

	Variable	Nbre des pays	Observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Afrique		50					
	M3_GDP		1350	33,60119	23,9119	4,530003	151,5489
	DCFS		1348	34,19264	37,93075	-79,09235	319,5388
	DCPS		1348	20,44439	20,9347	0,6827951	167,536
	GDP		1350	3078,05	4273,183	100,886	31968,62
	GGFC		1350	16,22068	7,766564	2,047121	69,54283
	GCF		1346	20,27335	10,53207	-2,424358	113,5779
	TRADE		1347	72,32244	35,83149	10,83073	275,2324
UMA		6					
	M3_GDP		162	57,91838	22,84659	21,20668	112,6552
	DCFS		160	59,78366	34,61301	-65,93389	111,134
	DCPS		160	35,56389	19,17314	3,907417	75,46774
	GDP		162	5742,673	3752,244	1679,987	15361,16
	GGFC		162	16,59408	4,194459	9,3	29,0578
	GCF		161	24,40124	7,638372	9,922242	61,46868
	TRADE		161	70,90995	23,16045	32,68458	140,8876
COMESA		7					
	M3_GDP		189	15,13576	5,004845	4,530003	30,77539
	DCFS		189	13,46057	12,43626	-24,36688	57,00517
	DCPS		189	8,632986	6,913295	0,6827951	32,46814
	GDP		189	4825,761	6901,775	247,8889	31968,62
	GGFC		189	12,79899	6,63192	2,287662	39,71343
	GCF		188	22,68381	16,38667	1,763038	113,5779
	TRADE		188	79,97746	44,30924	20,43712	275,2324
SADC		15					
	M3_GDP		405	35,88377	22,24459	4,530003	151,5489
	DCFS		405	35,12759	44,73368	-79,09235	201,5771
	DCPS		405	25,32713	30,46269	0,6827951	167,536
	GDP		405	4015,038	4710,911	194,91	22772,34
	GGFC		405	18,92221	8,204775	2,047121	45,26272
	GCF		403	21,40973	10,3798	1,525176	74,82202
	TRADE		404	88,64917	40,4128	14,32574	209,8743
CEAC		10					
	M3_GDP		269	16,95502	6,276476	4,530003	40,10153
	DCFS		269	14,77774	12,08263	-24,36688	57,88595
	DCPS		269	8,996872	6,554828	0,6827951	32,46814
	GDP		269	3825,892	6021,926	247,8889	31968,62
	GGFC		269	14,77424	8,156121	2,287662	45,26272
	GCF		267	20,23186	14,6024	1,763038	113,5779
	TRADE		267	73,82741	45,04106	19,68416	275,2324
UEMOA		7					
	M3_GDP		189	25,13516	7,418237	6,546494	47,65438
	DCFS		189	19,20535	9,3843	4,355085	47,68445
	DCPS		189	17,16454	7,171956	3,302083	37,93907
	GDP		189	1116,459	422,7724	597,0553	2150,565
	GGFC		189	13,97669	4,175792	6,484284	26,06492
	GCF		189	17,15151	5,54319	6,401399	31,01002
	TRADE		189	58,76669	18,24907	28,37402	105,5182
CEDEAO		14					
	M3_GDP		378	25,74933	13,26997	6,546494	101,8799
	DCFS		378	30,79954	36,97346	-0,0019099	319,5388
	DCPS		378	15,20158	10,10883	1,629776	64,48612
	GDP		378	1167,626	528,7198	100,886	3615,804
	GGFC		378	13,05255	4,914502	3,587854	30,70997
	GCF		378	17,38246	8,784674	-2,424358	46,97814
	TRADE		378	64,98049	23,12827	24,24385	178,982

Source : Auteur

Résultats des Tests de stationnarité par groupe des régions

Pour le test de stationnarité de nos données, nous avons utilisé le test de Choi (2001) de première génération issue du Fisher-type. L'objectif principal de ce test est de vérifier si la variable est stationnaire en niveau ou si elle le sera en la différenciant. La procédure du test est possible sous Stata, dès qu'on vérifie que la variable est non stationnaire en effectuant le premier test de racine unitaire. Ce premier test doit confirmer la non stationnarité de la variable étudiée. Nous pouvons alors procéder à la seconde étape qui va consister à différencier la variable, c'est-à-dire décaler la variable en rajoutant un nombre de retards allant de 1 à 3. À ce niveau, plusieurs options existent dans la procédure du test. On peut selon la qualité de données inclure la constante, la tendance ou trend pour vérifier la stationnarité de la variable.

Dans notre cas, nous avons dans un premier temps vérifié la stationnarité de nos variables selon la classification que nous avons présentée dans le tableau 5 ci-dessous. Ainsi, nous avons testé l'ensemble des variables en niveau pour l'Afrique et les différentes zones d'intégration économique de notre échantillon d'étude. La première remarque qui ressort est le fait que les variables financières (M3_GDP, DCFS, DCPS) ne sont pas stationnaires en niveau

et que les variables de contrôle (GGFC, GCF, TRADE) sont stationnaires. Ce résultat confirme que nous pouvons passer à la phase de différenciation des variables non stationnaires. La différenciation des variables doit permettre de rendre toutes les variables non stationnaires en niveau en variables stationnaires en différence première.

Après, le test pour l'ensemble des 50 pays de l'Afrique, nous avons repris les mêmes tests par région. Nous avons remarqué, comme dans le premier test, que les variables financières sont non stationnaires en niveau et deviennent stationnaires une fois différenciées, mais, les variables de contrôle sont toujours stationnaires en niveau ou en différence première. Cependant, la difficulté de notre test de stationnarité est liée à la qualité de nos données. Même en procédant, à une moyenne mobile dans le but d'avoir un panel complet, la fréquence des données manquantes nous pousse à douter des résultats obtenus même si la méthode est cohérente du point de vue de l'objectif recherché. Les deux tableaux qui suivent présentent les résultats des tests de stationnarité en niveau et en différence première.

Tableau 5 : résultat du test de stationnarité en niveau

		Afrique		UMA		
	Test Statistic	Statistic	p-value	Statistic	p-value	
M3_GDP						
	Inverse chi-squared	P	270.6441	0.0000***	28.4713	0.0047***
	Inverse normal	Z	-8.6831	0.0000***	-2.3708	0.0089***
	Inverse logit	L*	-9.2965	0.0000***	-2.5686	0.0074***
	Modified inv. chi-squared	Pm	12.0664	0.0000***	3.3622	0.0004***
DCFS						
	Inverse chi-squared(100)	P	311.0617	0.0000***	24.0466	0.0200**
	Inverse normal	Z	-10.4204	0.0000***	-2.1429	0.0161**
	Inverse logit t(254)	L*	-11.2433	0.0000***	-2.2075	0.0171**
	Modified inv. chi-squared	Pm	14.9243	0.0000***	2.4590	0.0070***
DCPS						
	Inverse chi-squared(100)	P	245.4553	0.0000***	33.9633	0.0007***
	Inverse normal	Z	-8.2639	0.0000***	-3.4345	0.0003***
	Inverse logit t(254)	L*	-8.3458	0.0000***	-3.6193	0.0005***
	Modified inv. chi-squared	Pm	10.2852	0.0000***	4.4832	0.0000***
GPD						
	Inverse chi-squared(100)	P	179.9707	0.0000***	30.7937	0.0021***
	Inverse normal	Z	-2.9523	0.0016***	-3.3853	0.0004***
	Inverse logit t(234)	L*	-3.1648	0.0009***	-3.3657	0.0010***
	Modified inv. chi-squared	Pm	5.6548	0.0000***	3.8362	0.0001***
GGFC						
	Inverse chi-squared(100)	P	358.5293	0.0000***	36.7411	0.0002***
	Inverse normal	Z	-12.9178	0.0000***	-3.9465	0.0000***
	Inverse logit t(254)	L*	-13.7411	0.0000***	-4.0672	0.0001***
	Modified inv. chi-squared	Pm	18.2808	0.0000***	5.0503	0.0000***
GCF						
	Inverse chi-squared(100)	P	448.4696	0.0000***	37.7436	0.0002***
	Inverse normal	Z	-14.8953	0.0000***	-3.6441	0.0001***
	Inverse logit t(254)	L*	-17.1767	0.0000***	-4.0004	0.0002***
	Modified inv. chi-squared	Pm	24.6405	0.0000***	5.2549	0.0000***
TRADE						
	Inverse chi-squared(100)	P	361.9643	0.0000***	36.9432	0.0002***
	Inverse normal	Z	-12.4521	0.0000***	-3.9357	0.0000***
	Inverse logit t(254)	L*	-13.6702	0.0000***	-4.0651	0.0001***
	Modified inv. chi-squared	Pm	18.5237	0.0000***	5.0915	0.0000***

Source : Auteur ; Calculs effectués à partir des données *WDI*- la Banque mondiale (2012), *** significatif au seuil de 1 %, ** au seuil de 5 % et * au seuil de 10 %.

Tableau 6 : résultat du test de stationnarité en niveau

		SADC		COMESA		UEMOA	
	Test Statistic	Statistic	p-value	Statistic	p-value	Statistic	p-value
M3_GDP							
Inverse chi-squared	P	89.1905	0.0000** *	49.628 7	0.0000** *	21.905 7	0.0806*
Inverse normal	Z	-5.4853	0.0000** *	-4.7895	0.0000** *	-1.7443	0.0406**
Inverse logit	L*	-5.9069	0.0000** *	-5.1229	0.0000** *	-1.6996	0.0486**
Modified inv. chi-squared	Pm	7.6415	0.0000** *	6.7332	0.0000** *	1.4940	0.0676**
DCFS							
Inverse chi-squared(100)	P	87.5004	0.0000** *	27.748 8	0.0154** *	43.527 2	0.0001** *
Inverse normal	Z	-5.7442	0.0000** *	-2.1186	0.0171** *	-4.3903	0.0000** *
Inverse logit t(254)	L*	-5.9779	0.0000** *	-2.1104	0.0206** *	-4.4936	0.0000** *
Modified inv. chi-squared	Pm	7.4233	0.0000** *	2.5983	0.0047	5.5801	0.0000** *
DCPS							
Inverse chi-squared(100)	P	69.1163	0.0001** *	36.218 0	0.0010** *	31.272 8	0.0051** *
Inverse normal	Z	-3.9945	0.0000** *	-3.6328	0.0001** *	-3.2276	0.0006** *
Inverse logit t(254)	L*	-4.1918	0.0000** *	-3.6312	0.0004** *	-3.1058	0.0018** *
Modified inv. chi-squared	Pm	5.0499	0.0000** *	4.1988	0.0000** *	3.2643	0.0005** *
GPD							
Inverse chi-squared(100)	P	46.8203	0.0000** *	46.820 3	0.0000** *	37.129 6	0.0007** *
Inverse normal	Z	-4.2166	0.0000** *	-4.2166	0.0000** *	-3.0811	0.0010** *
Inverse logit t(234)	L*	-4.6138	0.0000** *	-4.6138	0.0000** *	-3.3971	0.0008** *
Modified inv. chi-squared	Pm	6.2025	0.0000** *	6.2025	0.0000** *	4.3711	0.0000** *
GGFC							
Inverse chi-squared(100)	P	40.4362	0.0002** *	40.436 2	0.0002** *	51.051 2	0.0000** *
Inverse normal	Z	-4.1311	0.0000** *	-4.1311	0.0000** *	-4.8126	0.0000** *
Inverse logit t(254)	L*	-4.1590	0.0001** *	-4.1590	0.0001** *	-5.2452	0.0000** *
Modified inv. chi-squared	Pm	4.9960	0.0000** *	4.9960	0.0000** *	7.0020	0.0000** *
GCF							
Inverse chi-squared(100)	P	130.239 5	0.0000** *	73.196 4	0.0000** *	75.373 2	0.0000** *
Inverse normal	Z	-8.0466	0.0000** *	-6.6292	0.0000** *	-6.2107	0.0000** *
Inverse logit t(254)	L*	-9.1554	0.0000** *	-7.7082	0.0000** *	-7.8188	0.0000** *
Modified inv. chi-squared	Pm	12.9409	0.0000** *	11.187 1	0.0000** *	11.598 4	0.0000** *
TRADE							

Inverse chi-squared(100)	P	100.684 6	0.0000** *	60.108 3	0.0000** *	61.611 8	0.0000** *
Inverse normal	Z	-6.3291	0.0000** *	-5.3106	0.0000** *	-5.5154	0.0000** *
Inverse logit t(254)	L*	-6.8821	0.0000** *	-6.2146	0.0000** *	-6.4325	0.0000** *
Modified inv. chi-squared	Pm	9.1253	0.0000** *	8.7137	0.0000** *	8.9978	0.0000** *

Source : Auteurs ; Calculs effectués à partir des données *WDI*- la Banque mondiale (2012), *** significatif au seuil de 1 %,

Test de cointégration

Les résultats de la cointégration avec la procédure de Westerlund doivent nous informer sur l'existence de la cointégration entre nos différentes variables d'intérêt. Comme nous l'avons mentionné, la procédure du test conduit à l'obtention de quatre valeurs : deux pour le group mean test (Gt, Ga) et deux autres pour le panel test (Pt et Pa). Dans notre cas, nous cherchons à vérifier s'il existe une relation à long terme

entre la croissance économique et les variables du développement financier. L'existence de la cointégration conduit au rejet de l'hypothèse H_0 d'absence de cointégration. Le tableau suivant donne les résultats pour tous les pays en fonction de leur appartenance aux zones économiques régionales.

Tableau 7: Résultats de la cointégration par la méthode de Westerlund (2007)

Zones économiques régionales et nombre de pays retenus	Statistic	Value	P-value
Afrique subsaharienne (50 pays)	Gt	-1.425	0.001***
	Ga	-3.262	0.799
	Pt	-13.419	0.000***
	Pa	-4.926	0.000***
Union Maghreb Arabe (6 pays)	Gt	-1.627	0.063**
	Ga	-4.068	0.443
	Pt	-2.508	0.141*
	Pa	-2.088	0.185*
COMESA (7 pays)	Gt	-2.025	0.004***
	Ga	-5.021	0.239
	Pt	-6.149	0.000***
	Pa	-5.986	0.000***
SADC (15 pays)	Gt	-1.400	0.057**
	Ga	-2.734	0.818
	Pt	-3.091	0.170*
	Pa	-2.027	0.090*
CEDEAO (14 pays)	Gt	-1.072	0.365
	Ga	-3.004	0.744
	Pt	-4.694	0.009***
	Pa	-3.081	0.004***
UEMOA (7 pays)	Gt	-1.448	0.115*
	Ga	-3.060	0.667
	Pt	-3.177	0.059**
	Pa	-2.330	0.117

Source : Calculs effectués à partir des données *World Development Indicators*- la Banque mondiale (2012), *** significatif au seuil de 1 %, ** au seuil de 5 % et * au seuil de 10 %.

Les résultats du test montrent qu'il existe une relation de cointégration dans le long terme entre nos différentes variables d'intérêt pour les pays de l'union Maghreb arabe et les pays de l'Afrique australe. Cependant, les résultats montrent que pour l'Afrique de l'ouest et particulièrement dans les pays de l'UEMOA cette relation à long terme existe, mais à un très faible degré de significativité. Cette situation peut correspondre à la faiblesse des indicateurs du développement financier de la région. Par ailleurs, les résultats confirment l'existence d'une relation à long terme entre la croissance économique et le développement financier. Toutes les valeurs sont significatives pour toutes les zones régionales. Une fois que les relations à long terme sont mises en évidence, nous pouvons passer à la dernière étape qui va consister à l'estimation de cette relation à long terme.

Estimation de la relation à long terme

L'estimation de la relation à long terme constitue la dernière étape de la démonstration du lien entre croissance économique et développement financier. Nous avons cherché à rendre stationnaire la série avant de trouver d'éventuelles relations de cointégration entre les variables. Une fois ces dernières déterminées, nous pouvons dès à présent chercher à estimer la relation à long terme. Dans ce cadre, il s'agit de lancer une procédure d'estimation basée sur l'estimateur de Kao et Chang encore appelé estimateur DOLS. Comme nous l'avons mentionné plus haut, le DOLS a des insuffisances notoires, mais aussi des avantages par rapport à la structure de notre base des données.

Tableau 8 : Résultats de l'estimation de la relation à long terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M3_GDP	40.46096***	9.950583	4.066190	0.0001
DCFS	-29.23007***	5.183911	-5.638615	0.0000
DCPS	29.21875**	11.60867	2.516976	0.0120
<i>R-squared</i>	0.832332	<i>Mean dependent var</i>		3079.248
<i>Adjusted R-squared</i>	0.825329	<i>S.D. dependent var</i>		4283.594
<i>S.E. of regression</i>	1790.270	<i>Sum squared resid</i>		3.99E+09
<i>Durbin-Watson stat</i>	0.081503	<i>Long-run variance</i>		8242695.

Source : Auteurs ; calculs effectués à partir des données *World Development Indicators*- la Banque mondiale (2012), *** significatif au seuil de 1 %, ** au seuil de 5 % et * au seuil de 10 %.

Les résultats confirment l'existence d'une relation positive et significative à long terme entre la croissance économique et les variables financières (M3_GDP et DCPS, respectivement l'agrégats monétaire au sens large et le crédit intérieur destiné au secteur privé) sur l'ensemble des pays de l'Afrique à l'exception de la variable mesurant le crédit intérieur fourni par le secteur financier (DCFS) qui a donné une contribution négative. L'étude de Aka (2010) sur 22 pays d'Afrique va dans le même sens, car l'auteur trouve que le

développement financier stimule la croissance économique dans les pays où cette croissance est soutenue par le progrès technique. Ce résultat est presque similaire au cas spécifique de l'Algérie où Nassima et Fekir (2020) trouvent que le secteur financier agit positivement sur la croissance économique à long terme. Une étude semblable au nôtre avait été réalisée par Chouchane-Verdier (2004) sur les pays d'Afrique Subsaharienne sur la période 1983 – 1996 ; ses résultats sont contradictoires aux notre, car ont montré

que le développement financier n'avait pas suivi les réformes de libéralisation. En d'autres termes selon l'auteur, la libéralisation du secteur bancaire n'entraîne pas forcément une allocation efficace des capitaux à long terme surtout en présence d'asymétries informationnelles. Cependant, nous estimons que la période d'étude est assez courte pour donner des résultats robustes. En travaillant sur une période beaucoup plus récente, Ntjen et Cletus (2021), trouvent des résultats qui corroborent avec les nôtres sur une trentaine de pays d'Afrique subsaharienne sur la période 1996 – 2018. À l'aide d'une estimation par cointégration sur donnée de panel, les auteurs trouvent que le développement financier agit négativement à court terme et positivement à long terme.

Toutefois, notre étude concerne toute l'Afrique, y compris les pays du Maghreb et certains pays (Bostwana, Kenya, Afrique du Sud, etc.) où le système financier et bancaire reste très développé. Une fois, les zones différenciées on remarque que le faible développement financier de la zone Afrique subsaharienne (voir tableau 7) reste très présent dans les pays de la CEDEAO, de la COMESA et de la SADC. Notons que la libéralisation financière est basée sur l'idée selon laquelle un épanouissement de la sphère financière favorise le développement de l'économie réelle à travers la mobilisation et la bonne affectation de l'épargne par le secteur bancaire. Cela demande un système bancaire efficient capable de rendre l'épargne rentable. Bien qu'il existe maintenant de nombreuses preuves indiquant que la libéralisation financière contribue à la croissance économique en augmentant à la fois la quantité et la qualité des investissements, l'expérience a montré que la libéralisation financière induit également une fragilité financière et rend l'économie plus vulnérable aux crises financières. Cependant, l'impact positif de la libéralisation financière l'emporte sur l'impact négatif des crises financières sur la

croissance économique et la productivité totale des facteurs (Ghouila et Jilani, 2020).

CONCLUSION

Ce papier analyse l'effet de la libéralisation financière sur la croissance économique des pays d'Afrique subsaharienne à partir des données de la Banque mondiale pour la période 1985-2010. Après que les tests de cointégration ont montré une relation à long terme entre développement financier et croissance économique dans les régions d'Afrique, les résultats obtenus à la suite de l'analyse économétrique prouvent que les agrégats monétaires au sens large et le crédit intérieur fournit par le secteur privé ont un effet positif et significatif à long terme avec la croissance économique. La variable qui mesure le crédit intérieur fournit par le secteur financier apparait avec un effet négatif à long terme dans les pays d'Afrique subsaharienne. Globalement, les politiques de développement financier favorisent le financement du développement et ont un impact positif sur la croissance économique pour l'ensemble des pays de l'Afrique subsaharienne.

Au regard de nos résultats, nous pensons qu'une promotion des crédits fournit au secteur privé est à encourager par les pays d'Afrique subsaharien et cela doit être effectué par le secteur bancaire. En effet, la quantité de monnaie en circulation dans une économie doit lui permettre de satisfaire ses besoins monétaires courants, ce qui ne peut se faire sans le secteur bancaire qui constitue l'élément fondamental du secteur financier. Il est le premier moyen de mobilisation de l'épargne des ménages et des entreprises et permet de jouer un grand rôle dans l'allocation du crédit. Cette politique de promotion de crédit au secteur financier doit être accompagnée par une exigence d'assainissement du secteur financier à travers la mise en place d'un cadre légal réduisant fortement les asymétries d'information. Nous notons qu'une des limites de cette étude reste la période

d'étude qui a voulu éliminer la période de forte tension du terrorisme au sahel depuis 2011. D'autres études pourrons se faire en élargissant la période à nos jours et en tenant compte de l'effet du conflit terroriste au sahel sur l'effet du développement financier sur la croissance.

BIBLIOGRAPHIE

- Aka, B. E. (2010). Développement financier, croissance économique et productivité globale des facteurs en Afrique Sub-saharienne. *African Development Review*, 22(1), 23-50.
- Banerjee A., Dolado J. et Mestre R., 1998, « Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework », *Journal of time series analysis*, vol. 19, n°3, p. 267–283.
- Barro, R. J., Mankiw, N. G., & Sala-i-Martin, X., 1995, Capital mobility in neoclassical models of growth. *The American Economic Review*, p.103-115.
- Beck T., Levine R. et Loayza N., 2000, « Finance and the sources of growth », *Journal of Financial Economics*, vol. 58, n°1–2, p. 261-300.
- Bekaert G., Harvey Campbell R. et Lundblad C., 2005, « Does financial liberalization spur growth? », *Journal of financial Economics*, vol. 77, n°1, p. 3–55.
- Berthelemy J-C et Varoudakis A., 1996, « Economic growth, convergence clubs, and the role of financial development », *Oxford Economic Papers*, vol. 48, n°2, p. 300–328.
- Breitung J. et Das S., 2005, « Panel unit root tests under cross-sectional dependence », *Statistica Neerlandica*, vol. 59, n°4, p. 414–433.
- Cameron Rondo E., 1967, “*Banking in the early stages of industrialization: a study in comparative economic history*”, New York (NY), Oxford University Press New York.
- Choi In, 2001, « Unit root tests for panel data », *Journal of International Money and Finance*, vol. 20, n°2, p. 249-272.
- 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*, no 3, p. 617-641.
- Deidda L. et Fattouh B., 2002, « Non-linearity between finance and growth », *Economics Letters*, vol. 74, n°3, p. 339–345.
- Demetriades Panicos O. et Hussein Khaled A., 1996, « Does financial development cause economic growth? Time-series evidence from 16 countries », *Journal of development Economics*, vol. 51, n°2, p. 387–411.
- Diandy, I. Y. (2018). « Développement financier, institutions et croissance économique en Afrique subsaharienne : cointégration et causalité par les var en panel ». *Finance & Finance Internationale*, n°.10.
- Dornbusch, R. & Fisher, S., 1994, *Macroeconomics, 6th Ed.*, New York: McGraw-Hill.
- Eggoh Jude C. et Villieu P., 2010, « Croissance, intermédiation et indétermination », *Economies et sociétés*, vol. 44, n°5, p. 795–828.
- Gelb, A.H. (1989), ‘Financial Policies, Growth and Efficiency’, Policy, Planning and Research Working Paper No. 202, World Bank, June.

- Goldsmith R. W., 1969, *Financial structure and development*, Yale University Press New Haven.
- Greenwood, J., & Jovanovic, B., 1990, « Financial development, growth, and the distribution of income », *Journal of political Economy*, vol. 98, n°5, Part 1, p.1076-1107.
- Gurley, J. G., & Shaw, E. S., 1967, « Financial structure and economic development », *Economic development and cultural change*, vol. 15, n°3, p. 257-268.
- Hadri K., 2000, « Testing for stationarity in heterogeneous panel data », *Econometrics Journal*, vol. 3, n°2, p. 148-161.
- Huang H-C. et Lin S-C., 2009, « Non-linear finance–growth nexus », *Economics of Transition*, vol. 17, n°3, p. 439-466.
- Ibrahim, M., & Alagidede, P., 2017, « Financial sector development, economic volatility and shocks in sub-Saharan Africa », *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, vol. 484, pp. 66-81.
- Im K. S. et Pesaran M. Hasham, 1997, *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, Working Paper, Cambridge: University of Cambridge, DAE.
- Im K. S. et Pesaran M. Hasham, 2002, *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, Working Paper, University of Cambridge, Revised version of the DAE.
- Jung Woo S., 1986, « Financial development and economic growth: international evidence », *Economic Development and Cultural Change*, vol. 34, n°2, p. 333–346.
- Kao, C., & Chiang, M. H., 2001, « On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data », In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*. Emerald Group Publishing Limited.
- King R. G. et Levine R., 1993, « Finance, entrepreneurship and growth », *Journal of Monetary economics*, vol. 32, n°3, p. 513–542.
- Lelart M., 2002, « L'évolution de la finance informelle et ses conséquences sur l'évolution des systèmes financiers », *Mondes en développement*, vol. 30, p. 9–20.
- Levin A., Chien-Fu Lin A. et Chu Chia-Shang J., 2002, « Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties », *Journal of Econometrics*, vol. 108, n°1, p. 1-24.
- Levine R. et Zervos S., 1998, « Capital control liberalization and stock market development », *World Development*, vol. 26, n°7, p. 1169–1183.
- Levine Ross, 2005, « Finance and growth: theory and evidence », *Handbook of economic growth*, vol. 1, p. 865–934.
- McKinnon Ronald I., 1973, *Money and capital in economic development*, Brookings Institution Press.
- Minea, A., & Villieu, P. (2010). Développement financier, qualité institutionnelle et croissance : un modèle simple avec effets de seuil. *Revue région et développement*, (32).
- Musamali, R. A., Nyamongo, E. M., & Moyi, E. D. (2014). The relationship between financial development and economic growth in Africa. *Research in Applied Economics*, 6(2), 190-208.
- Nassima, B., & Fekir, H. (2020). Question de causalité entre le

- développement financier et la croissance économique : Cas de l'Algérie (1980-2017).
- Ntjen, S. D. E. O., & Cletus, Y. A. H., 2021, « Développement financier, institutions et croissance en Afrique au Sud du Sahara », *Repères et Perspectives Economiques*, vol. 5, n°1.
- Ousmanou, N., 2017, « Financial liberalization and growth in African economies: The role of policy complementarities », *Review of Development Finance*, vol. 7, pp. 73-83.
- Pagano, M., 1993, « Financial markets and growth: an overview », *European economic review*, vol. 37, n°2-3, p. 613-622.
- Patrick, H. (1966), 'Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries', *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 14, pp. 174-89.
- Pinshi, C., & Kabeya, A. (2021). Développement financier et croissance économique en RDC: Supply leading ou demand following?.
- Rioja F. et Valev N., 2004, « Does one size fit all?: a reexamination of the finance and growth relationship », *Journal of Development economics*, vol. 74, n°2, p. 429-447.
- Saikkonen, P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric theory*, 7(1), 1-21.
- Saikkonen, P., 1991, « Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions », *Econometric theory*, vol.7,n°1, p.1-21.
- Schumpeter J. A., 1911, *The theory of economic development*. Harvard economic studies, vol. XLVI, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Shaw E. S., 1973, *Financial deepening in economic development*, Oxford University Press.
- Shaw, E.S. (1973), *Financial Deepening in Economic Development*, Oxford University Press, New York.
- Stiglitz, J. E., & Weiss, A., 1981, « Credit rationing in markets with imperfect information », *The American economic review*, vol. 71, n°3, p. 393-410.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 783-820.
- Van Wijnbergen S., 1985, « Trade reform, aggregate investment and capital flight: on credibility and the value of information », *Economics Letters*, vol. 19, n°4, p. 369-372.
- Verdier A. C., 2001, *Libéralisation financière et croissance économique : le cas de l'Afrique subsaharienne*, Paris, l'Harmattan.
- Westerlund J., 2007, « Testing for Error Correction in Panel Data », *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, vol. 69, n°6, p. 709-748.