

Inclusion financière et croissance économique : le rôle du développement financier

Yves Hounguevou^{1a} et Jude Eggoh^b

^a FASEG, Université d'Abomey-Calavi (Bénin) - ^b GRANEM, Université d'Angers

Résumé : Cette étude examine la relation non-linéaire entre la croissance économique et l'inclusion financière à l'aide d'un large panel de 110 pays en développement sur une période 2004 à 2021. L'analyse empirique consiste essentiellement à investiguer sur un des principaux canaux par lesquels, l'inclusion financière affecte la croissance économique. L'approche méthodologique repose sur l'estimateur des panels à transition lisse (PSTR), complété par celui des GMM sur panel dynamique. Les résultats empiriques suggèrent une relation non-linéaire entre l'inclusion financière et la croissance économique. De surcroît, le développement financier s'est révélé être un canal majeur par lequel l'inclusion financière affecte la croissance économique. Ces résultats ont permis de déduire quelques implications de politiques économiques dans ces pays en développement.

Mots clés : Inclusion financière, croissance économique, non-linéarité, PSTR, GMM.

Classification JEL : G21, O47, O16, C33.

Financial inclusion and economic growth: the role of financial development

Abstract: This study examines the non-linear relationship between economic growth and financial inclusion using a large panel of 110 developing countries over the period 2004 to 2021. The empirical analysis focuses on one of the main channels through which financial inclusion affects economic growth. The methodological approach is based on panel smooth threshold regression (PSTR) and GMM estimator on dynamic panel. Empirical results suggest a non-linear relationship between financial inclusion and economic growth. Moreover, financial development was found to be a major channel through which financial inclusion affects economic growth. These results have enabled to deduce some implications for economic policy in these developing countries.

Keywords: Financial inclusion, economic growth, nonlinearity, PSTR, GMM.

JEL Classification: G21, O47, O16, C33

¹ Adresse de correspondance : houngyves@gmail.com

1. Introduction

Les contributions théoriques et empiriques ont suffisamment discuté de la relation étroite entre le développement financier et la croissance économique (Levine, 2007). Récemment, la littérature a beaucoup plus penché du côté des utilisateurs des services et produits financiers : « *inclusion financière* » (Rasheed et al. 2016). De toute façon, l'on retient des études que la mobilisation de l'épargne et la répartition des ressources peuvent améliorer le système économique. De ce point de vue, le développement financier devient un enjeu majeur dans le lien entre la croissance économique et l'inclusion financière. En effet, le développement financier facilite l'accès aux services financiers de base et permet à l'inclusion financière de renforcer l'approfondissement financier et de stimuler en retour, l'activité économique. Cependant, l'impact positif de l'inclusion financière sur la croissance économique reste parfois ambigu au regard de certains résultats dans la littérature. Ces résultats controversés peuvent être liés aux caractéristiques structurelles ou au niveau de développement des pays considérés. Par exemple, Van et Nguyen (2021) ont démontré que la relation entre l'inclusion financière et la croissance économique est plus forte dans les pays à faible revenu, caractérisés par un faible accès aux services financiers. Dans la même manière, Pearce (2011) montre que la faible relation entre l'inclusion financière et la croissance économique se traduit simplement par l'incapacité du système financier à atteindre les personnes vulnérables et défavorisées. Tous ces arguments témoignent l'importance du développement financier dans la relation croissance économique-inclusion financière.

Au cours de ces deux dernières décennies, plusieurs institutions internationales (Banque mondiale, FMI, OCDE) et les gouvernements ont mis des accents particuliers sur les objectifs visant la facilitation de l'accès des services et biens financiers surtout pour des personnes vulnérables et défavorables (Evans, 2015). Ces politiques visant à l'amélioration de l'inclusion financière deviennent de plus en plus considérables. Par exemple, la Banque africaine de développement (BAD) a récemment lancé en 2019 la « *Africa Digital Financial Inclusion Facility (ADFI)* ». Cette facilitation de la digitalisation financière est une innovation élaborée pour accélérer l'inclusion financière numérique en Afrique (Cicchello, 2021). En Asie, le gouvernement indien a développé un système d'identification biométrique du nom de « *AADHAAR* » pour faciliter l'accroissement des services financiers formels (Banerjee, 2016). Cependant, dans le rapport Global Findex², il faut noter qu'à l'échelle mondiale, le taux d'inclusion financière est passé de 51% en 2011 à 76% en 2021, et peine à atteindre l'intervalle de 90 à 100% d'individus comme le cas dans les pays développés. Autrement dit, la majeure partie des 76% d'adultes possédant un compte bancaire ou utilisent un service de mobile banking dans le monde en 2021 se trouvent dans les pays en développement. Les analyses des données de cette même source, révèlent que plusieurs pays sont encore dans une phase où l'inclusion financière favorise fortement à la croissance économique (pays du premier régime, voire la figure n°1). Par exemple, Botswana, Algérie, Guinée Equatoriale, Indonésie, Bhutan, Inde, Bénin, etc. Dans le même temps, certains pays sont dans une phase où l'effet de l'inclusion financière est moins prononcé selon les calculs du seuil conduisant à la distinction des deux régimes. Exemple, Brésil, Chine, Peru, Maldives, Dominique, Georgie, Mongolie, Bangladesh, etc. Dans cette optique, quelques études montrent que cette dynamique accrue des personnes incluses dans le système financier améliore la croissance économique des pays du fait que les individus accèdent en grande partie, aux différentes gammes de services et produits financiers pour accroître leurs activités. Dans le même temps, certains auteurs rejettent cette affirmation suscitant ainsi une conclusion divergente au sein de

² <https://blogs.worldbank.org/fr/voices/la-base-de-donnees-global-findex-2021-en-cinq-graphiques>

la littérature économique en ce qui concerne la relation inclusion financière et croissance économique.

Les résultats parfois contradictoires obtenus sur le lien entre l'inclusion financière et la croissance économique peuvent être liés à l'existence d'une non-linéarité entre les deux variables. Cette non-linéarité suggère une relation non monotone, pouvant donc être aussi bien positive que négative. La relation entre l'inclusion financière et la croissance économique peut également dépendre d'autres variables macroéconomiques, ne pouvant être mis en évidence que dans le cadre d'une modélisation non-linéaire. La littérature empirique s'est intéressée à l'investigation des canaux par lesquels l'inclusion financière peut affecter la croissance économique, à travers des spécifications quadratiques, prenant en compte des variables d'interaction. Par exemple Andrianaivo et Kpador (2011) ont analysé l'effet modérateur de la pénétration de la téléphonie mobile sur la relation entre l'inclusion financière et la croissance économique. Le genre a été mobilisé comme variable d'interaction entre les deux variables par Swamy (2014). Quant à Kim (2016) et Van et Nguyen (2021), le niveau de revenu expliquerait la non-linéarité entre l'inclusion financière et la croissance économique. De même, Lashitew *et al.* (2019) et Ahmad *et al.* (2021) montrent que l'effet de l'inclusion financière sur la croissance économique transiterait par le mobile banking.

Le présent article s'inscrit dans la même perspective que les travaux précédents en examinant spécifiquement un des canaux de transmission de l'inclusion financière vers la croissance économique. En particulier, nous nous focalisons sur le canal du développement financier qui semble être déterminant dans le lien entre les deux variables. En effet, le développement financier joue un rôle crucial parce qu'il facilite l'offre de services financiers destinée à une meilleure inclusion financière, cette dernière pouvant stimuler une demande de services financiers. De même, il peut être considéré comme un catalyseur de l'inclusion financière, car facilitant l'accès aux services et produits financiers même dans les zones reculées. Aussi, il assimile des technologies financières aux personnes exclues du secteur bancaire à travers le banking money. De la même manière, le développement financier active les secteurs réels de l'économie et offre les possibilités de créations des petites et moyennes entreprises. Dans ce même contexte, le développement financier favorise un marché financier inclusif adéquat réduisant ainsi, la pauvreté et les inégalités sociales (Mader, 2018). Par ailleurs, un marché financier inclusif requiert une harmonisation du développement financier et de l'inclusion financière. La combinaison de ces deux facteurs favorise la naissance de nouvelles entreprises et l'expansion des anciennes dans les économies et crée également un meilleur environnement pour la création d'emplois contribuant à l'épargne nationale (Ajide, 2020). De ce fait, le développement financier semble être une des importants canaux par lesquels l'inclusion financière peut affecter la croissance économique à travers la disponibilité des biens et services financiers.

La littérature antérieure sur le sujet, bien qu'investiguant la non-linéarité entre l'inclusion financière et la croissance économique, mobilise essentiellement des spécifications quadratiques. Ces modèles prennent en compte la non-linéarité de façon imparfaite, parce que reposant sur l'hypothèse forte de la linéarité de l'élasticité de la croissance économique par rapport à l'inclusion financière. Cet article prend en compte cette limite, en mobilisant les panels à transition lisse (PSTR). Ces modèles offrent une meilleure modélisation de la non-linéarité et de l'hétérogénéité, car ils permettent à l'élasticité de la croissance par rapport à l'inclusion financière de varier dans le temps et selon les individus. Afin de prendre en compte les potentiels biais d'endogénéité entre nos deux variables d'intérêt, nous complétons les PSTR par un modèle de GMM sur panel dynamique. Une autre contribution à la littérature sur le sujet réside dans la proposition d'un indice composite calculé par la méthode des analyses en composantes principales (ACP), à partir de neuf (9) indicateurs les plus pertinents

(Demirgüç-Kunt et Klapper, 2012) parmi les indicateurs d'inclusion financière. Contrairement aux travaux précédents qui mobilisent des indicateurs d'inclusion financière disparates, pouvant offrir une vue partielle du degré d'inclusion financière, notre indicateur composite offre une vue plus globale, et permet une meilleure appréhension du lien entre inclusion financière et croissance économique.

L'analyse est basée sur un large panel de 110 pays en développement et couvre la période de 2004 à 2021. Les résultats obtenus montrent l'existence d'une relation non-linéaire entre l'inclusion financière et la croissance économique. De surcroît, l'effet de l'inclusion financière sur la croissance économique est plus prononcé dans les pays caractérisés par une forte inclusion financière. Par ailleurs, le développement financier s'est révélé être un des principaux canaux par lesquels l'inclusion financière peut affecter la croissance économique dans les pays en développement.

Le reste de l'article est subdivisé en quatre (4) sections. La Section 2 est consacrée à la revue de littérature, tandis que la Section 3 présente la démarche méthodologique. La Section 4 décrit les données et analyse des résultats des estimations, et la Section 5 conclut l'article.

2. L'inclusion financière et la croissance économique : une brève littérature sur le canal de développement financier

Le lien entre la croissance économique et l'inclusion financière a récemment connu des résultats contradictoires faisant croire à des potentiels canaux de transition conditionnels. En effet, au moment où certains travaux de recherche aboutissent à l'existence d'une relation directe entre la croissance et l'inclusion financière (Levine, 2005 ; Kim, 2016 ; Kim *et al.*, 2018 ; etc.), d'autres confirment l'existence d'une relation négative. Par ailleurs, la croissance économique et l'inclusion financière peuvent avoir mutuellement des impacts (Apergis *et al.*, 2007 ; Kim *et al.*, 2018 ; etc.). Ces interactions entre les deux variables socioéconomiques passent par des canaux encore très peu explorés dans la littérature. Le canal du développement financier a été essentiellement exploré dans la littérature étudiant la non-linéarité entre l'inclusion financière et la croissance économique. En conséquence, la présente revue de littérature se concentrera autour de ce canal de transition.

En effet, le développement financier est identifié comme canal de transmission parce qu'il conditionne l'offre de services et de produits financiers et stimule la demande qui favorise à son tour l'inclusion financière. Dans le même temps, l'inclusion financière aussi peut être fatal pour le développement financier. Rasheed *et al.* (2016) ont mis en évidence le lien entre l'inclusion financière et le développement financier à partir d'un échantillon de 97 pays sur la période 2004-2012. A l'aide de la méthode des moments généralisés (GMM System), les auteurs trouvent que l'inclusion financière est un facteur explicatif de l'amélioration du développement financier. Les résultats de ces auteurs suggèrent également que le produit intérieur brut par habitant est positivement associé au développement financier, postulant ainsi l'amélioration de l'inclusion financière à travers le niveau du développement financier. Cette étude met en évidence un lien directe entre l'inclusion financière, le développement financier et la croissance économique et n'investigue pas de façon approfondie les canaux de transmission à travers l'examen de la non-linéarité. Une autre limite de cette étude se trouve dans le fait que les auteurs utilisent juste deux indicateurs (nombre de banques pour 100 000 habitants et nombre de guichets automatiques pour 100 000 habitants) pour capter l'inclusion financière.

Lenka (2022) a testé la relation entre inclusion financière et développement financier en Inde avec une démarche méthodologique qui conduit à la construction d'un indice composite de l'inclusion financière grâce aux indicateurs. Il confirme que cette relation entre l'inclusion

financière et le développement financier est unidirectionnelle. Evans (2015) s'est intéressé aux effets du développement économique et financier sur l'inclusion financière dans les pays africains sur une période de 2005 à 2014. Avec une méthode d'estimation de FMOLS, l'auteur trouve que la croissance économique et de développement financier ont tous des effets positivement significatifs sur l'inclusion financière. Néanmoins, les résultats suggèrent que l'impact du développement économique est plus élevé que celui du développement financier dans les pays africains. Il conclut également qu'une amélioration de la croissance économique engendre une abondante requête des services financiers conduisant à un important niveau de développement financier et par conséquent, une meilleure inclusion financière. C'est dans ce contexte que Mohan (2006) trouve que l'une des principales caractéristiques du développement financier, c'est la manière dont il accélère la croissance économique à travers la disponibilité et l'accès des services financiers adéquats pour les activités économiques. Dans ce sens, le développement financier joue un rôle d'intermédiation entre la croissance économique et l'inclusion financière. Les études qui ont examiné le lien entre la croissance économique et l'inclusion financière n'ont pas pu identifier les effets modérateurs du développement financier dans cette relation en dehors des examens de causalité qui restent aussi ambigus. Cette limite est prise en compte dans cet article. Toutefois, Kamalu et al. (2019) ont analysé le lien de causalité entre le développement financier, l'inclusion financière et la croissance économique au Nigeria entre 1970 et 2018. Ces auteurs trouvent une relation unidirectionnelle entre l'inclusion financière et la croissance économique tandis que cette relation apparaît bidirectionnelle entre le développement financier et la croissance économique.

3. Méthodologie d'analyse

Nous présentons dans un premier temps la méthode d'estimation sur panels à transition lisse de la relation entre l'inclusion financière et la croissance économique par rapport aux variables mesurant les deux canaux de transmission examinés. Nous traitons dans un second temps, les questions d'endogénéité à l'aide de la méthode des GMM system sur panel dynamique.

3.1. La méthode du PSTR

La littérature empirique récente met en évidence de façon persistante, l'existence d'une relation non-linéaire entre l'inclusion financière et la croissance économique. La méthode conventionnelle utilisée dans la littérature économétrique pour régler les problèmes d'hétérogénéité en présence de faibles nombres de seuils, est le recours aux modèles à transition lisse. Cette technique utilisée pour les données en séries temporelles a été étendue aux données de panel par González et al. (2005) et Fok et al. (2004). Ainsi, ces derniers proposent une extension des PTR (*Panel Threshold Regression*) de Hansen (1999) par la méthodologie des panels à transition lisse entre les différents régimes appelée PSTR (*Panel Smooth Threshold Regression*). En conséquence, cette technique semble être appropriée pour examiner l'influence de l'inclusion financière sur la croissance économique, pour différents niveaux des variables de seuil. Le modèle PSTR traduisant la relation entre l'inclusion financière et la croissance économique, conditionnellement à des indicateurs macroéconomiques se présente comme suit :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 if_{it} + \beta_1 if_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + \delta z_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

où y_{it} est le taux de croissance du PIB par tête, if_{it} représente la variable d'inclusion financière, mesurée pour 100 000 adultes par le nombre d'agences bancaires, le nombre de distributeurs automatiques de billets (DAB), le nombre d'agences d'assurance et le nombre de

points de vente de services financiers mobile (transfert d'argent, mobile banking). Ces quatre (4) indicateurs ont été sélectionnés parmi les neuf (9) souvent disponibles. Afin d'appréhender l'inclusion financière de façon plus large et de tester la robustesse des résultats obtenus à partir des variables précédentes, nous proposons un indice composite complémentaire calculé à partir de 9 variables d'inclusion financière³. q_{it} la variable de transition représente les différents canaux de transmission que nous testons dans le lien entre inclusion financière et croissance, que sont : le développement financier et le niveau d'éducation. Afin de bien spécifier notre équation de régression, nous mobilisons un ensemble de variables conventionnelles, regroupées dans la matrice z_{it} . μ_i est l'effet fixe individuel, ε_{it} représente le terme d'erreur, i et t indiquent respectivement la dimension individuelle et temporelle. La fonction de transition $g(q_{it}; \gamma, c)$ dépend de q_{it} la variable de transition, de $c = (c_1, \dots, c_m)$ un vecteur de m paramètres représentant le nombre de seuils, et de γ le paramètre qui détermine la pente de la fonction de transition. A l'instar de González et al. (2005) et de Granger et Teräsvirta (1993), nous utilisons une fonction de transition logistique, dont la forme est la suivante :

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \left(1 + \exp \left(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j) \right) \right)^{-1} \text{ avec } \gamma > 0 \quad (2)$$

La méthode PSTR présente un certain nombre d'intérêts théoriques, dont le principal est de permettre à l'élasticité du taux de croissance par rapport à l'inclusion financière de varier dans le temps et selon le pays, en fonction des variables de transition. L'élasticité du taux de croissance économique par rapport à l'inclusion financière, dans le $i^{\text{ème}}$ pays à la date t , conditionnellement aux variables de transition, est donnée par l'expression suivante :

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial if_{it}} = \beta_0 + \beta_1 g(q_{it}; \gamma, c) \quad (3)$$

L'élasticité de la croissance par rapport à l'inclusion financière peut être perçue comme une moyenne pondérée des paramètres β_0 et β_1 , et permet en conséquence d'évaluer avec une plus grande précision l'impact de l'inclusion financière sur la croissance économique, en fonction des variables de seuil.

Un autre avantage du PSTR est que la valeur de l'élasticité du taux de croissance par rapport à l'inclusion financière à une date donnée pour un pays donné peut être différente de la valeur des paramètres sous les deux régimes extrêmes c'est-à-dire β_0 et $\beta_0 + \beta_1$. Par exemple, le paramètre β_0 correspond à l'élasticité du taux de croissance par rapport à l'inclusion financière uniquement lorsque la fonction de transition $g(\cdot)$ tend vers 0. En revanche,

³ Les indicateurs de l'inclusion financière utilisés dans cet exercice sont : (i) le nombre d'agences bancaires pour 100 000 adultes, (ii) le nombre d'agences bancaires pour 1000 km², (iii) le nombre de distributeurs automatiques de billets (DAB) pour 100 000 adultes (iv) le nombre de distributeurs automatiques de billets pour 1000 km², (v) le nombre d'agences d'assurance pour 100 000 habitants, (vi) le nombre de cartes de crédit pour 1000 adultes, (vii) le nombre de cartes de débit pour 1000 adultes, (viii) les points de vente d'agents de téléphonie mobile enregistrés pour 100 000 adultes, (ix) les points de vente d'agents de téléphonie mobile enregistrés pour 1000 km² et (x) l'indice de l'inclusion financière (if) pour prendre en compte la globalité de l'inclusion financière dans les économies. Cet indice est calculé dans le premier chapitre grâce à la méthode d'analyse en composante principale.

lorsque $g(\cdot)$ tend vers 1, l'élasticité correspond à $\beta_0 + \beta_1$. Entre ces deux régimes extrêmes on a un très grand nombre de coefficients définies à partir de l'expression de l'Eq (3).

La forme de la transition est essentiellement déterminée par la valeur de sa pente γ . En effet, pour des valeurs élevées de γ , la transition devient de plus en plus brusque et le PSTR converge vers un PTR. Cependant, lorsque γ tend vers 0, la fonction de transition $g(\cdot)$ devient une constante et l'estimation du PSTR rejoint celle d'un panel à effets fixes individuels. La méthode PSTR peut donc être considérée comme un cadre global d'estimation en panel de la non-linéarité, qui offre une grande flexibilité en fonction de la pente de la transition, et donc est susceptible d'offrir l'estimation la plus fiable possible au regard de la structure des données.

Malgré son intérêt et sa flexibilité, l'estimation d'un PSTR requiert des tests préalables, dont l'objectif est de vérifier l'existence de la non-linéarité, puis de déterminer le nombre de transitions nécessaires pour la purger⁴. Puisque le problème ici est de vérifier dans un premier temps la non-linéarité du modèle, on peut pour des raisons de simplicité supposer que $m = 1$, c'est-à-dire qu'il n'existe qu'un seul seuil. Ainsi, tester la non-linéarité revient à postuler l'hypothèse nulle : $H_0 : \gamma = 0$ ou $\beta_1 = 0$. En raison de la présence de paramètres de nuisance, en relation avec la distribution non standard des tests sous les deux formulations de l'hypothèse nulle, González et al. (2005), puis Colletaz et Hurlin (2006) suggèrent de remplacer la fonction de transition $g(\cdot)$ par son développement de Taylor d'ordre 1 au voisinage de $\gamma = 0$. L'équation (1) peut se réécrire sous la forme suivante :

$$y_{it} = \mu_i + \theta_0 if_{it} + \theta_1 q_{it} if_{it} + \delta' z_{it} + \varepsilon_{it}^* \quad (4)$$

Puisque le paramètre θ_1 est proportionnel à la pente de la fonction de transition γ , le test d'hypothèse de non-linéarité entre l'inclusion financière et la croissance peut se résumer à $H_0 : \theta_1 = 0$ contre $H_1 : \theta_1 \neq 0$. Posons SSR_0 la somme du carré des résidus du modèle contraint (sous H_0 c'est-à-dire le modèle à effets fixes individuels) et SSR_1 la somme du carré du modèle non contraint (sous H_1 c'est-à-dire le modèle PSTR linéarisé à deux régimes). La loi de distribution du test du Multiplicateur de Lagrange (LM_F) est :

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / mK}{SSR_0 / (TN - N - mK)} \sim F(mK; TN - N - mK), \quad (5)$$

où T est le nombre d'années, N le nombre de pays, m le nombre de seuils, et K le nombre de variables explicatives. La non-linéarité suppose l'existence d'au moins un seuil. Mais on peut penser que la généralisation permet de déceler la non-linéarité pour des ordres supérieurs à 1. Pour ce faire, il faudra tester $H_0 : m = 1$ contre $H_1 : m = 2$, c'est le modèle de PSTR à un seuil, contre un modèle à deux seuils. La statistique de Fisher présentée ci-dessus sera également utilisée dans le cadre de ce test. La procédure va se poursuivre jusqu'au seuil m^* , où l'hypothèse nulle n'est plus rejetée. Il est à noter que la méthode de PSTR qui prend en compte les problèmes d'hétérogénéité ne permet généralement pas de résoudre les problèmes d'endogénéité des variables. La technique des GMM system nous permet de lever ces difficultés dans cette étude.

⁴ Dans le cadre de la présente modélisation, nous faisons l'hypothèse d'une fonction de transition à plusieurs seuils, plutôt que celle de plusieurs fonctions de transition.

3.2. La technique des GMM system sur modèle non-linéaire

L'estimation d'un modèle non-linéaire à l'aide de la méthode des GMM *system* a un objectif double. D'abord, elle vise à prendre en compte les problèmes d'endogénéité dans la relation entre l'inclusion financière et la croissance économique, en suspens dans le modèle PSTR. Ensuite, elle propose une analyse de robustesse aux résultats fournis par l'estimation d'un panel à transition lisse. En nous basant sur la forme linéaire du modèle PSTR obtenue à l'équation (4), le modèle dynamique en niveau à estimer à l'aide de la méthode des GMM *system* se présente comme suit :

$$y_{it} = \mu_i + \rho y_{i,t-1} + \alpha_1 if_{it} + \alpha_2 q_{it} + \alpha_3 q_{it} * if_{it} + \delta' z_{it} + \varepsilon_{it}^* . \quad (6)$$

La spécification précédente, prenant en compte la variable d'interaction et l'inclusion financière permet de déterminer si au-delà d'un certain seuil de développement financier ou d'éducation, la croissance devient plus ou moins sensible à l'inclusion financière. Le paramètre α_3 joue un rôle déterminant dans l'estimation du modèle non-linéaire présenté à l'équation (6). Sa significativité permet de confirmer la non-linéarité entre l'inclusion financière et la croissance économique conditionnellement aux variables de transition et de déterminer l'élasticité, comme suit :

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial if_{it}} = \alpha_1 + \alpha_3 q_{it} . \quad (7)$$

L'équation (3) converge vers l'équation (7), lorsque la fonction de transition tend vers 1. Les instruments mobilisés dans le cadre de cette étude pour traiter le biais d'endogénéité sont les variables retardées d'une période. La validité de l'estimateur des moments généralisés repose sur deux hypothèses : la validité des instruments et l'autocorrélation des termes d'erreur. Afin de tester ces deux hypothèses, le test de sur-identification de Hansen est utilisé, ainsi que le test d'autocorrélation d'ordre un et deux.

4. Données et analyse des résultats

4.1. Données

Les variables mobilisées dans le cadre de cette étude proviennent de la base de données de la Banque mondiale (WDI, 2023) et portent sur un échantillon de 110 pays en développement sur la période 2004-2021⁵. La variable endogène d'intérêt est le produit intérieur brut par habitant (*PIBpc*). L'inclusion financière a été mesurée essentiellement dans les estimations par quatre indicateurs (pour 100 000 habitants) : le nombre d'agences bancaires, le nombre de distributeurs automatiques de billets (*DAB*), le nombre d'agences d'assurance et le nombre de points de vente effectuant des opérations de mobile banking. Ces variables, prises individuellement ne captent pas de façon parfaite l'inclusion financière, nous avons mobilisé cinq variables complémentaires, et avons procédé au calcul d'un indice composite d'inclusion financière (*iif*) à l'aide de la méthode de l'analyse en composantes principales (ACP).

Les variables qui ont servi de canaux de transmission sont : le développement financier mesuré par la masse monétaire en pourcentage du PIB (*Findev*) et l'éducation mesurée par le taux d'inscription net au primaire (*Educ*). Les dépenses publiques rapportées au PIB (*Dep*), l'investissement mesuré par le ratio au PIB de la formation brute de capital fixe (*Invest*), l'ouverture commerciale (*Trade*) sont également intégrée dans l'équation afin de permettre une bonne spécification du modèle. Afin de prendre en compte l'environnement institutionnel

⁵ La liste des pays et la période d'étude ont été retenus en fonction de la disponibilité des données.

dans l'analyse, nous mobilisons un indicateur de stabilité politique (*Stab*), qui évalue la gestion macroéconomique sur une échelle de 1 à 6 (1=faible et 6=élevée). Les statistiques descriptives des variables en considération sont décrites en Annexes.

4.2. Résultats empiriques des indicateurs de l'inclusion financière

Les résultats des estimations non-linéaires entre l'inclusion financière et la croissance économique, conditionnellement aux variables de transition identifiées précédemment sont présentés dans les tableaux successifs. En particulier, le tableau 1 synthétise les résultats des régressions du modèle quadratique, utilisant comme variables de transition, les indicateurs d'inclusion financière. Nous démarrons l'analyse des résultats par les tests de la non-linéarité, qui rejettent au seuil d'erreur de 5% l'hypothèse nulle de linéarité du modèle, quelle que soit la variable d'inclusion financière utilisée. Les seuils de ces variables de transition varient en fonction des indicateurs d'inclusion financière. Ils sont de 19,125 (nombre de distributeurs automatiques), 15,433 (nombre de guichets de banques) 0,905 (nombre de guichets d'assurance) et 23,635 (nombre de guichets de *mobile banking*). En ce qui concerne les pentes de la fonction de transition, elles sont relativement élevées mettant en évidence, une transition assez brutale au niveau des différents seuils des indicateurs d'inclusion financière. Bien que la méthode PSTR autorise des élasticités de la croissance par rapport à l'inclusion financière variant dans le temps et selon le pays, les valeurs des pentes suggèrent que la méthode PTR suffirait pour purger la non-linéarité.

Tableau 1: Résultats des régressions quadratiques entre la croissance et l'inclusion financière

| | Variables de seuils pour 100 000 habitants | | | | | | | |
|---------------------------|--|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-----------------------------------|----------------------|
| | Guichets de banque | | DAB | | Guichets d'assurance | | Points de vente de mobile banking | |
| | [1] PSTR | [2] GMM | [3] PSTR | [4] GMM | [5] PSTR | [6] GMM | [7] PSTR | [8] GMM |
| $LPiB_{it-1}$ | | 0,876*** (0,307) | | 0,616*** (0,191) | | 0,796*** (0,411) | | 0,876*** (0,450) |
| if_j | 0,010*** (0,007) | 0,024*** (0,015) | 0,174*** (0,122) | 0,002*** (0,002) | 0,079*** (0,009) | 0,021** (0,011) | 0,089*** (0,008) | 0,012** (0,010) |
| if_j^2 | -0,094*** (0,046) | -0,044*** (0,021) | -0,008*** (0,003) | -0,013** (0,070) | -0,045* (0,015) | -0,074*** (0,031) | -0,025*** (0,011) | -0,021*** (0,012) |
| Findev | 0,108** (0,050) | 0,081*** (0,031) | 0,803*** (0,071) | 0,233*** (0,031) | 0,122 (0,016) | -0,023 (0,014) | 0,054 (0,076) | -0,001 (0,002) |
| Educ | 0,021*** (0,008) | 0,017*** (0,041) | 0,603*** (0,316) | 0,001** (0,001) | 0,065*** (0,032) | -0,023 (0,010) | 0,416*** (0,182) | -0,001* (0,001) |
| Dep | 0,114* (0,054) | 0,021*** (0,012) | -1,957*** (0,887) | 0,001*** (0,000) | -0,142 (0,095) | 0,014** (0,101) | -0,122 (0,094) | 0,011*** (0,101) |
| Invest | 0,073*** (0,054) | 0,023*** (0,011) | -0,057*** (0,001) | 0,001*** (0,000) | 0,133 (0,109) | 0,054*** (0,013) | 0,220 (0,049) | 0,067** (0,014) |
| Trade | 0,013*** (0,017) | 0,091*** (0,012) | 0,134*** (0,012) | 0,031*** (0,001) | 0,015*** (0,014) | 0,042** (0,014) | 0,021*** (0,049) | -0,001* (0,002) |
| Stab | -0,027 (0,034) | 0,001*** (0,001) | 0,015*** (0,151) | 0,021*** (0,011) | 0,211 (0,123) | 0,123*** (0,111) | 0,141 (0,103) | 0,211** (0,201) |
| Const. | | 4,531** (1,311) | | 2,012*** (1,005) | | 5,132*** (3,341) | | 4,233*** (1,231) |
| Seuil (c) | 15,433 | | 19,125 | | 0,905 | | 23,635 | |
| Pente (γ) | 12,098 | | 30,200 | | 34,340 | | 24,120 | |
| LM_F | 10,987 [0,006] | | 9,987 [0,009] | | 7,598 [0,010] | | 8,595 [0,001] | |
| AR2 | | 0,424 | | 0,528 | | 0,665 | | 0,609 |
| Hansen (<i>p-value</i>) | | 0,507 | | 0,562 | | 0,457 | | 0,371 |
| Nombre de | 110 | 110 | 110 | 110 | 110 | 110 | 110 | 110 |

Notes : les écarts-types sont entre parenthèses et les p-values entre crochets. *** p<0,01 ; ** p<0,05 ; * p<0,1.

En ce qui concerne notre variable endogène d'intérêt, les résultats obtenus suggèrent que l'effet de l'inclusion financière sur la croissance économique est globalement positif, quel que soit le régime. En effet, sur le premier régime, le coefficient de l'inclusion financière est respectivement de 0,010, 0,174, 0,079 et 0,089 pour le nombre de guichets de banques, les DAB, les guichets d'assurance et les points de vente de « *mobile banking* ». Sur le second régime, l'impact de l'inclusion financière sur la croissance économique reste toujours positif et significatif, mais avec une ampleur relativement plus faible sous le second régime, en raison du coefficient négatif et significatif du terme d'interaction. Ce résultat suggère qu'en dépit de l'impact positif de l'inclusion financière sur la croissance, cet impact baisse quand l'inclusion financière s'améliore. Ainsi, une amélioration de l'inclusion financière stimule davantage la croissance économique dans les pays caractérisés par une faible inclusion. Ce résultat se justifie par le fait que les pays ayant une faible inclusion financière peuvent accroître le niveau de ces indicateurs pour stimuler la croissance économique. La correction de l'endogénéité en mobilisant un estimateur des GMM sur panel dynamique fournit des résultats concordants avec ceux du PSTR. En effet, le coefficient de la variable d'inclusion financière est positif et significatif, tandis que l'inclusion financière au carré a un signe négatif et significatif, mettant en évidence une relation en U-inversé entre la croissance économique et l'inclusion financière.

En dehors des indicateurs d'inclusion financière, d'autres variables de contrôle ont été mobilisées dans l'équation de régression, afin de permettre une meilleure spécification du modèle et d'éviter le biais de variables omises. Les tendances des variables de contrôle sont presque identiques d'une régression à une autre. En effet, le développement financier, les dépenses publiques, l'éducation, l'ouverture commerciale, l'investissement et la stabilité politique ont tous globalement des effets positifs et significatifs sur la croissance économique.

Tableau 2: Résultats des régressions non-linéaires entre la croissance et le l'inclusion financière, par rapport au développement financier

| Variables | Variables de seuils pour 100 000 habitants | | | | | | | |
|---------------|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------------------|----------------------|
| | Guichets de banque | | DAB | | Guichets d'assurance | | Points de vente de mobile banking | |
| | [1] PSTR | [2] GMM | [3] PSTR | [4] GMM | [5] PSTR | [6] GMM | [7] PSTR | [8] GMM |
| $LPIB_{it-1}$ | | 0,882*** (0,121) | | 0,815*** (0,481) | | 0,880*** (0,090) | | 0,953*** (0,132) |
| IF | 0,002* (0,001) | 0,013*** (0,011) | 0,044** (0,031) | 0,022** (0,021) | 0,320* (0,021) | 0,047** (0,211) | 0,013* (0,001) | 0,033** (0,011) |
| Findev * IF | 0,194 (0,026) | -0,002*** (0,022) | -0,092* (0,109) | -0,034** (0,201) | -0,032* (0,121) | -0,233* (0,201) | -0,082* (0,231) | -0,123* (0,000+) |
| Findev | 0,162* (0,051) | 0,043*** (0,042) | 0,001*** (0,001) | 0,004** (0,002) | 0,120* (0,100) | 0,387** (0,231) | 0,213* (0,211) | 0,301** (0,221) |
| Educ | 0,012*** (0,128) | 0,029*** (0,105) | -0,031* (0,011) | -0,211*** (0,201) | -0,051* (0,031) | -0,022* (0,020) | -0,091* (0,031) | -0,031* (0,021) |
| Trade | -0,193*** (0,017) | -0,101*** (0,021) | -0,041*** (0,021) | -0,032** (0,001) | -0,021*** (0,025) | -0,023*** (0,021) | -0,001*** (0,055) | -0,001*** (0,004) |
| Invest | 0,073*** (0,054) | 0,001*** (0,000) | 0,001*** (0,019) | 0,002*** (0,013) | 0,023*** (0,041) | 0,012*** (0,011) | 0,051*** (0,021) | 0,341*** (0,201) |
| Dep | 0,114*** (0,054) | -0,019*** (0,010) | 0,001*** (0,031) | 0,019*** (0,001) | 0,125*** (0,111) | 0,045*** (0,212) | 0,121*** (0,101) | 0,043*** (0,022) |
| Stab | -0,027*** (0,034) | 0,004*** (0,002) | 0,001*** (0,701) | 0,425*** (0,006) | 0,012*** (0,034) | 0,012*** (0,024) | 0,041*** (0,021) | 0,073*** (0,034) |
| Constant | | 3,637** (0,145) | | 6,065*** (0,555) | | 6,127*** (1,541) | | 7,441*** (0,401) |
| Seuil (c) | 4,542 | | 5,053 | | 4,803 | | 3,780 | |

| | | | | |
|---------------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|
| Pente (γ) | 16,048 | 12,234 | 5,346 | 4,346 |
| LM _F | 18,007 [0,011] | 6,883 [0,001] | 5,985 [0,003] | 4,935 [0,006] |
| AR(2) | 0,630 | 0,331 | 0,116 | 0,716 |
| Hansen (<i>p value</i>) | 0,378 | 0,354 | 0,560 | 0,350 |
| Nombre de pays | 110 | 110 | 110 | 110 |

Notes : les écarts-types sont entre parenthèses et les p-values entre crochets. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Le tableau 2 présente les résultats spécifiques des effets modérateurs du développement financier à l'aide des modèles PSTR et du GMM system. Les tests de non-linéarité confirment l'existence d'une relation non-monotone au seuil de 1% et les valeurs de la pente des fonctions de transition mettent en évidence une transition lisse contre une transition brutale dans certains cas. Les valeurs de ces seuils sont respectivement de 4,542 (nombre de branches bancaires), 5,053 (DAB), 3,780 (nombre de guichet d'assurance) et 4,803 (Points de vente de mobile banking). Les résultats suggèrent globalement que l'impact de l'inclusion financière est positif sous le premier régime, c'est-à-dire pour des niveaux de développement financier inférieurs à un certain seuil donné. Le coefficient négatif et significatif de la variable d'interaction signifie que l'effet de l'inclusion financière sur le développement financier s'amointrit sous le second régime. En effet, pour de faible niveau de développement financier, une amélioration de l'inclusion financière affecte significativement la croissance économique. Au niveau de ce régime, l'inclusion financière supplée à la faible profondeur financière, en facilitant l'accès aux services financiers aux personnes exclues du système financier conventionnel et favorise, par conséquent la croissance économique. A mesure que le secteur financier se développe, l'impact de l'inclusion financière a moins d'impact sur la croissance, en raison d'une meilleure inclusion des agents économiques. De plus, ces résultats du tableau 2 suggèrent par ailleurs, un impact globalement positif du développement financier sur la croissance économique, en cohérence avec une large littérature sur le sujet (King et Levine, 1993 ; Eggoh et Villieu, 2013). Les estimations complémentaires réalisées à l'aide de la méthode des GMM sur panel dynamique fournissent des résultats concordants avec ceux du modèle PSTR. En effet, le coefficient de la variable d'inclusion financière est positif et significatif tandis que le terme quadratique est négatif, suggérant une atténuation de l'impact de l'inclusion financière sur la croissance économique.

En prélude des résultats du modèle PSTR, les résultats du modèle GMM system confirment l'existence de la relation linéaire entre l'inclusion financière et la croissance économique. Cependant, en dépit des résultats obtenus à partir de ces indicateurs en interaction avec les variables macroéconomiques, il serait intéressant de procéder à une analyse de robustesse à travers un indicateur composite, qui prend en compte un ensemble plus large d'indicateurs d'inclusion financière.

4.3. Analyse de la robustesse

La deuxième étape de cette démarche méthodologique consiste à approfondir et à justifier la quintessence des résultats obtenus à partir des indicateurs de l'inclusion financière. Cette analyse se focalise sur les effets de l'indice composite de l'inclusion financière calculé grâce aux indicateurs. D'abord, le test de l'hypothèse de nullité grâce au modèle de PSTR (Multiplicateur de Lagrange de Fisher LMF), rejette l'hypothèse nulle au seuil conventionnel de 5% aussi bien dans le cas de l'indice que pour le développement financier comme variables de seuil. Telle, le cas des indicateurs, la relation entre l'indice de l'inclusion financière et la croissance économique peut s'expliquer par l'existence d'un seul seuil déjà important pour purger la relation non-linéaire. Ces résultats prouvent que l'indice de l'inclusion financière a des effets suivant le niveau de la croissance économique de chaque pays. Aussi, faut-il noter

que ces hypothèses de nullité sont conformes aux niveaux de la plupart des canaux de transmission et suggèrent que le niveau de l'inclusion financière dépend du niveau de développement financier de chaque pays. De plus, le seuil de l'indice s'établit à 0,156 et celui de la variable de transition est de 5,789 (développement financier).

Par ailleurs, les résultats obtenus avec l'indice composite suggèrent que l'effet de l'inclusion financière sur la croissance économique est positif, confirmant ceux des indicateurs. Notamment, sur le premier régime, les coefficients de l'inclusion financière sont de 0,014 et de 0,011 respectivement avec les fonctions de transition de l'indice de l'inclusion financière et du développement financier. Par contre, sur le second régime, l'effet de l'inclusion financière reste toujours positif et significatif, mais avec une ampleur relativement plus faible sous le second régime, en raison du coefficient négatif et significatif du terme d'interaction. Cela signifie que l'impact l'inclusion financière sur la croissance baisse quand l'inclusion financière s'améliore. Subséquemment, une amélioration de l'inclusion financière stimule mieux la croissance économique dans les pays ayant un faible niveau d'inclusion financière. Dans cette optique, les pays ayant une faible inclusion financière peuvent accroître le niveau de ce facteur pour stimuler mieux la croissance économique.

Dans tous les cas, même si les coefficients de l'indice impactent faiblement la croissance économique, ils restent tous positifs et significatifs. Ces résultats confirment ceux de la littérature suggérant des impacts positifs de l'inclusion financière sur la croissance économique (Avans, 2015 ; Kim, 2016 ; Van et Nguyen, 2021). Cependant, les effets modérateurs (forme quadratique de l'indice) optent pour des relations non-monotones entre l'inclusion financière et la croissance économique dans ces pays en développement. En effet, le coefficient de la variable d'inclusion financière est positif et significatif, tandis que l'inclusion financière élevée au carré a un signe négatif et significatif, mettant en évidence une relation en U-inversé entre la croissance économique et l'inclusion financière.

Les résultats de l'indice composite semblent être en concordance avec ceux des indicateurs explorés dans notre analyse (le nombre de branches bancaires, de distributeurs automatiques, le nombre d'agences d'assurances et d'agences de mobile banking). Néanmoins, les deux premiers indicateurs reflètent plus les mêmes résultats que l'indice composite contrairement aux deux derniers indicateurs dont les résultats sont mitigés par endroit. Cela fait croire que ces deux premiers indicateurs sont plus représentatifs dans la mesure de l'indice de l'inclusion financière (*IIF*). Par ailleurs, l'impact de l'inclusion financière reste globalement positif et significatif sur la croissance économique dans ces pays en développement avec le modèle PSTR.

Tableau 3 : Mise en évidence de la robustesse des résultats avec l'indice composite de l'IF et du développement financier : Modèles PSTR et GMM

| Variable de seuil | Modèles PSTR | | Modèles GMM | |
|------------------------------|-----------------------------|-------------------------|-----------------------------|-------------------------|
| | Indice inclusion financière | Développement financier | Indice inclusion financière | Développement financier |
| <i>LogPIB_{it-1}</i> | --- | --- | 0,970*** (0,101) | 0,965*** (0,131) |
| <i>IIF</i> | 0,014*** (0,002) | 0,011*** (0,005) | 0,038*** (0,017) | 0,022*** (0,010) |
| <i>X*IIF</i> | -0,234** (0,022) | -0,062** (0,021) | -0,071*** (0,017) | -0,042* (0,007) |
| <i>Findev</i> | 0,377*** (0,100) | 0,277*** (0,071) | 0,234*** (0,012) | 0,122*** (0,210) |
| <i>Educ</i> | 1,086* (0,019) | 0,076*** (0,008) | 0,103* (0,012) | 0,081*** (0,041) |

| | | | | |
|---------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| Dep | -0,023*** (0,051) | 0,017*** (0,008) | -0,015** (0,030) | 0,001*** (0,003) |
| Invest | 0,145*** (0,012) | 0,078*** (0,087) | 0,301** (0,103) | 0,001*** (0,003) |
| Trade | -0,100* (0,010) | -0,039*** (0,017) | -0,112* (0,019) | -0,002* (0,001) |
| Stab | 0,127** (0,015) | 0,127*** (0,078) | 0,001** (0,0003) | 0,001*** (0,003) |
| Constante | | | 2,322*** (1,013) | 6,243*** (1,213) |
| Seuil (c) | 0,156 | 3,797 | | |
| Pente (γ) | 12,402 | 8,402 | | |
| LM _F | 6,983 [0,011] | 7,073 [0,030] | | |
| AR(2) | | | 0,631 | 0,873 |
| Hansen (<i>p value</i>) | | | 0,349 | 0,456 |
| Nbre de pays | 110 | 110 | 110 | 110 |

Notes : X = Indice inclusion financière et Développement financier. Les écarts-types sont entre parenthèses et les p-values entre crochets. *** p<0,01 ; ** p<0,05 ; * p<0,1.

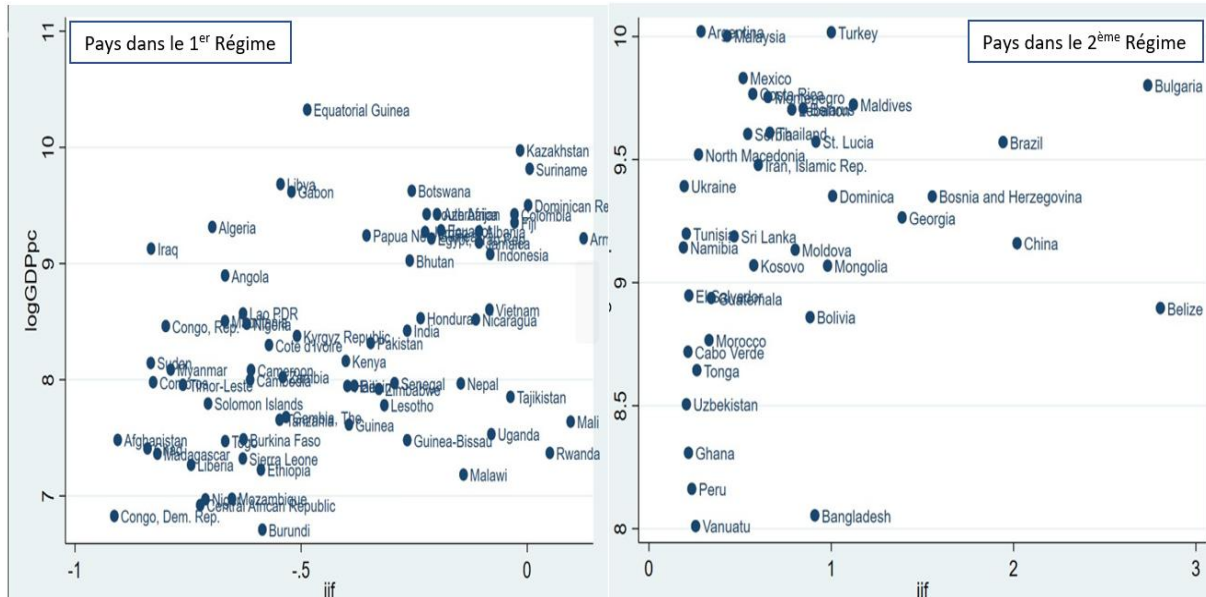
A l'issue de la prise en compte des problèmes d'hétérogénéité par la technique PSTR, l'analyse de la robustesse (tableau 3) présente les résultats de la méthode de GMM. Cette correction de l'endogénéité avec l'estimateur des GMM system sur panel dynamique fournit des résultats concordants avec ceux du PSTR. Globalement, l'on retient que les effets modérateurs de l'indice composite et du développement financier confirment la relation non-linéaire entre l'inclusion financière et la croissance économique.

La relation indirecte entre l'inclusion financière et la croissance économique et les effets modérateurs du canal de développement financier révèlent bien d'implications économiques compte tenu des résultats obtenus à l'issu des méthodes économétriques explorées. En effet, les résultats révèlent que le niveau de l'inclusion financière dans un pays dépend aussi bien du niveau des indicateurs de l'inclusion financière que du niveau de développement financier. Les pays ayant un niveau faible de l'inclusion financière ont un impact plus prononcé sur la croissance économique que les pays ayant un niveau de l'inclusion financière assez élevé. De toutes les façons, l'inclusion financière est un facteur déterminant de l'amélioration de la croissance économique surtout dans les pays en développement. L'inclusion financière permet aux populations d'être actives et plus dynamiques dans l'utilisation des services et des produits financiers. Elle permet également de stimuler l'épargne nationale qui reste un levier de l'investissement dans le système économique. L'inclusion financière accroît le développement financier, améliore la quantité et la qualité de l'économie et rend plus efficace les services d'intermédiaires financiers. Elle génère l'épargne locale et augmente par conséquent, les investissements productifs dans les économies (Boachie, 2021). La devise de l'inclusion financière comme le martèlent Lenka et Sharma (2017), s'inscrit fortement dans l'idée de fournir les services et les produits financiers abordables à toutes les couches de la société afin d'améliorer leur niveau de vie. Aussi, l'inclusion financière selon les auteurs, fait partie intégrante de la croissance économique puisqu'elle assure non seulement le développement du secteur financier mais également la diffusion des services et des produits financiers abordables à tous les niveaux de vie dans les sociétés (Sulong et Bakar, 2018).

Par ailleurs, les pays se situant dans le premier et le deuxième régime se présentent dans la figure n°1 ci-dessous. Il est à noter qu'au regard de cette figure, il y a plus de pays en développement dans le premier régime traduisant ainsi la nécessité de la politique de l'inclusion financière pour une durable et meilleure croissance économique. Au total, 71 pays en développement dans ce premier régime contre 39 pays dans le deuxième régime. Il faut

noter également que la concentration des pays dont le logarithme du PIB par habitant est inférieur à 9 est plus prononcée dans le premier régime. Au contraire, cette concentration est plus prononcée avec les pays dont le logarithme du PIB par habitant est supérieur à 9 dans le deuxième régime. Par conséquent, l'inclusion financière reste et demeure un outil de développement économique des pays en développement.

Figure 1: Les pays du 1er et du 2ème régimes du seuil



Source : Les données de la BM (2020 et 2022).

Pour relier les résultats aux faits dans la réalité économique, nous suggérons que les politiques socioéconomiques doivent se concentrer sur les politiques favorisant la croissance pour améliorer le niveau de l'inclusion financière. La Banque mondiale et les banques centrales doivent tirer profit de l'effet positif de l'inclusion financière pour développer les cadres et les politiques réglementaires. Dans ce processus réglementaire, les banques sont conviées à étendre leurs opérations aux personnes non-bancarisées afin d'inclure progressivement la majorité de la population dans le système bancaire. Ce faisant, le niveau de vie de la population s'améliore, le niveau de l'éducation change, etc. Les tâches les plus importantes selon Lenka et Sharma (2017), se situent dans la détermination des gouvernements qui doivent œuvrer pour l'amélioration et l'efficacité des institutions financières afin de stimuler à la fois l'inclusion financière et la croissance économique. La réglementation qui protège les consommateurs des services et produits financiers doit être prise en compte dans les politiques de l'inclusion financière. En effet, la littérature reconnaît cette dimension formelle qui traduit la noble tâche politique pour relier quatre facteurs dans ce sens selon Honohan et King (2009), Cull et Demirgüç-Kunt (2012), etc. Il s'agit de la protection des consommateurs financiers, l'intégrité financière, la stabilité financière et l'inclusion financière pour assurer un meilleur développement du système financier.

5. Conclusion

Cet article mobilise l'approche des PSTR pour prendre en compte les effets d'hétérogénéité des variables. Il en va de même pour les problèmes d'endogénéité qui restent encore très peu traités dans la littérature dans les relations entre l'inclusion financière et la croissance économique. Nous avons réexaminé à cet effet, les relations indirectes entre l'inclusion financière et la croissance économique et prenant en compte ces insuffisances dans la littérature, par exemple la méthode des GMM system. De même, le canal de développement

financier a été analysé pour appréhender cette relation de la non-linéarité entre l'inclusion financière et la croissance économique.

D'abord, cette étude est basée sur un échantillon de 110 pays en développement couvrant la période de 2004 à 2021. Elle a pris les dimensions spatiale et temporelle rarement explorées dans la littérature à notre connaissance. Ensuite, la méthodologie empirique repose essentiellement sur les modèles PSTR pour régler le problème d'hétérogénéité et permet d'apprécier la nature de la relation qui peut être différente compte tenu du niveau de l'inclusion financière de chaque pays. Enfin, les modèles de GMM system ont servi de moyen technique pour prendre en compte les problèmes d'endogénéité. Le développement financier est appréhendé comme étant un des principaux canaux de transmission efficaces des effets de l'inclusion financière sur la croissance économique. En pratique, les résultats obtenus confirment l'existence des effets de seuil dans la relation inclusion financière-croissance économique. Les formes quadratiques de l'inclusion financière estimées montrent globalement des effets négatifs sur la croissance économique tandis que ces effets sont positifs avec les variables prises individuellement. Ces résultats témoignent l'existence de la non-linéarité de la relation inclusion financière-croissance économique dans ces pays en développement. Cela va de même pour la plupart plus des résultats du développement financier dans la relation avec le niveau de l'inclusion financière, les effets modérateurs sont pour la plupart négatifs que positifs. Cette relation est plus forte pour les pays à faible niveau d'inclusion financière que ceux ayant un niveau d'inclusion financière élevé (Van et *al.*, 2021).

Au vu de tous ces résultats, il convient de se repositionner à nouveau sur l'importance de l'inclusion financière sur le développement social et son influence sur les inégalités sociales qui prennent de l'ampleur dans les pays en développement. Ce nouvel aperçu peut conduire les recherches prochaines à aborder la relation inclusion financière, inégalités et développement social pour appréhender, les aspects microéconomiques du sujet.

Références bibliographiques

- Ahmad, M., Majeed, A., Khan, M. A., Sohaib, M., Shehzad, K.** (2021). Digital financial inclusion and economic growth: Provincial data analysis of China. *China Economic Journal*, 14(3), 291-310.
- Ajide, F. M.** (2020). Financial inclusion in Africa, does it promote entrepreneurship? *Journal of Financial Economic Policy*, 12(4), 687–706.
- Allen, F., Demirguc-Kunt, A., Klapper, L., Peria, M. S. M.** (2016). The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts. *Journal of Financial Intermediation*, 27, 1-30.
- Andrianaivo, M., Kpodar, K.** (2011). ICT, financial inclusion, and growth: Evidence from African countries. *IMF Working Papers*, (073).
- Apergis, N., Filippidis, I., Economidou, C.** (2007). Financial deepening and economic growth linkages: a panel data analysis. *Review of World Economics*, 143, 179-198.
- Banerjee, S.** (2016). Aadhaar : Digital inclusion and public services in India. *World Development Report*, 81-92.
- Blaug, M.** (1985). Where are we now in the economics of education? *Economics of Education review*, 4(1), 17-28.

- Boachie, R., Aawaar, G., Domeher, D.** (2021). Relationship between financial inclusion, banking stability and economic growth: a dynamic panel approach. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, (ahead-of-print).
- Cull, R., Demirgüç-Kunt, A., Lyman, T.** (2012). Financial inclusion and stability: what does research show? *OPEN KNOWLEDGE REPORTORY*.
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L. F.** (2012). Measuring financial inclusion: The global finindex database. *World Bank Policy Research Working Paper*, (6025).
- Eggho, J., Villieu, P.** (2013). Un réexamen de la non-linéarité entre le développement financier et la croissance économique. *Revue d'Economie Politique*, (2), 211-236.
- Evans, O.** (2015). The effects of economic and financial development on financial inclusion in Africa. *MPRA (Munich Personal RePEc Archive)*, 17-25.
- Fok, D., Van Dijk, D., Franses, P. H.** (2005). A multi- level panel STAR model for US manufacturing sectors. *Journal of Applied Econometrics*, 20(6), 811-827.
- González, A., Teräsvirta, T., Van Dijk, D.** (2005). Panel Smooth Transition Regression Models. *Working Paper Series in Economics and Finance*, 604. Stockholm School of Economics.
- Granger, C. W., Terasvirta, T.** (1993). Modelling non-linear economic relationships. *OUP Catalogue*.
- Hanushek, E. A., Woessmann, L.** (2020). Education, knowledge capital, and economic growth. *The Economics of Education Academic Press*, 171-182.
- Honohan, P., King, M.** (2009). Cause and Effect of Financial Access: Cross Country Evidence from the Finscope Surveys, Trinity College Dublin. *In Conference "Access to Finance" Organized by the World Bank. Washington DC*.
- Kamalu, K., Wan Ibrahim, W. H., Ahmad, A. U., Mustapha, U. A.** (2019). Causal link between financial developments, financial inclusion and economic growth in Nigeria. *International Journal of Scientific and Technology Research*, 8(12), 2757-2763.
- Kazemikhasragh, A., Buoni Pineda, M. V.** (2022). Financial inclusion and education: An empirical study of financial inclusion in the face of the pandemic emergency due to Covid- 19 in Latin America and the Caribbean. *Review of Development Economics*, 26(3), 1785-1797.
- Kim, D. W., Yu, J. S., Hassan, M. K.** (2018). Financial inclusion and economic growth in OIC countries. *Research in International Business and Finance*, 43, 1-14.
- Kim, J. H.** (2016). A study on the effect of financial inclusion on the relationship between income inequality and economic growth. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(2), 498-512.
- King, R. G., Levine, R.** (1993). Financial intermediation and economic development. *Capital Markets and Financial Intermediation*, 156-189.
- Lashitew, A. A., van Tulder, R., Liasse, Y.** (2019). Mobile phones for financial inclusion: What explains the diffusion of mobile money innovations? *Research Policy*, 48(5), 1201-1215.
- Lenka, S. K., Sharma, R.** (2017). Does financial inclusion spur economic growth in India? *The Journal of Developing Areas*, 51(3), 215-228.

- Lenka, S. K.** (2022). Relationship between financial inclusion and financial development in India: Is there any link? *Journal of Public Affairs*, 22, e2722.
- Levine, R.** (2005). Finance and growth: theory and evidence. *Handbook of Economic Growth*, 1, 865-934.
- Pearce, D.** (2011). Financial inclusion in the Middle East and North Africa: Analysis and roadmap recommendations. *World Bank Policy Research Working Paper*, (5610).
- Rasheed, B., Law, H., Chin, L., Habibullah, M. S.** (2016). The role of financial inclusion in financial development: International evidence. *Abasyn University Journal of Social Sciences*, 9(2), 330-348.
- Sabic-El-Rayess, A.** (2019). Role of education in financial inclusion of poor and unbanked women in India. *Indonesian Journal on Learning and Advanced Education (IJOLAE)*, 1(2), 72-90.
- Sala-i-Martin, X., Doppelhofer, G., Miller, R. I.** (2004). Determinants of long-term growth: A Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach. *American Economic Review*, 94(4), 813-835.
- Sulong, Z., Bakar, H. O.** (2018). The role of financial inclusion on economic growth: theoretical and empirical literature review analysis. *Journal of Business & Financial Affairs*, 7(4), 2167-0234.
- Swamy, V.** (2014). Financial inclusion, gender dimension, and economic impact on poor households. *World Development*, 56, 1-15.
- Van, L. T. H., Vo, A. T., Nguyen, N. T., Vo, D. H.** (2021). Financial inclusion and economic growth: An international evidence. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(1), 239-263.
- WDI (2020)** : World Development Indicators, Washington DC: *The World Bank*.
<https://databank.worldbank.org/home.aspx>

Annexe

Tableau A4: Statistique descriptive

| Variables | Observation | Moyenne | Ecart-type | Minimum | Maximum |
|-----------|-------------|----------|------------|---------|----------|
| PIBpc | 110 | 8137,355 | 6235,411 | 819,353 | 30131,62 |
| Bankadult | 110 | 11,844 | 8,060 | 0,599 | 69,253 |
| Dabadult | 110 | 22,854 | 10,089 | 0,180 | 111,600 |
| Assu | 110 | 1,644 | 0,625 | 0,005 | 30,783 |
| Mobadult | 110 | 201,796 | 29,095 | 0,625 | 1097,374 |
| iif | 110 | 0,001 | 0,660 | -0,816 | 2,712 |
| Findev | 110 | 48,520 | 34,324 | 10,296 | 241,624 |
| Trade | 110 | 75,968 | 29,047 | 20,046 | 154,583 |
| Invest | 110 | 24,258 | 7,222 | 8,697 | 52,426 |
| Educ | 110 | 86,260 | 11,774 | 40,772 | 99,065 |
| Dep | 110 | 23,936 | 9,362 | 7,265 | 66,871 |
| Stab | 110 | 2,957 | 0,400 | 2,077 | 4,000 |

Source : Auteurs