

L'ouverture des institutions de gouvernance dans la relation entre l'intégration financière et la transformation structurelle dans la CEDEAO

The Openness of Governance Institutions in the Relationship between Financial Integration and Structural Transformation in ECOWAS

KRAHON LOU SEHI PAMELA¹

¹Doctorante à la faculté des Sciences Économiques et de Gestion,
Université Felix Houphouët Boigny
Abidjan, Côte d'Ivoire

ABSTRACT: In a context where the financing of economies relies on foreign capital and productivity gains, which are crucial for the economic development of ECOWAS countries, this study sought to understand the effects of financial integration on structural transformation in the subregion. Beyond that, the study sought to analyze the role played by institutional openness in the relationship during the period from 1985 to 2018. To this end, the study arrived at several major findings. First, financial integration negatively and significantly affects the structural transformation of ECOWAS countries. Second, institutional openness fails to reverse the effect of financial integration on structural transformation, but rather worsens this effect.

KEYWORDS: Financial integration, Opening of governance institutions, Structural transformation, Panel, ECOWAS

RESUME: Dans un contexte où le financement des économies s'appuie sur les capitaux étrangers, et les gains de productivité, cruciaux pour le développement économique des pays de la CEDEAO, la présente étude a cherché à connaître les effets de l'intégration financière sur la transformation structurelle dans la sous-région. Au-delà, l'étude a cherché à analyser le rôle joué par l'ouverture institutionnelle dans la relation durant la période allant de 1985 à 2018. À cet effet, l'étude est parvenue à plusieurs résultats majeurs. En premier, l'intégration financière affecte négativement et significativement la transformation structurelle des pays de la CEDEAO. En second, l'ouverture institutionnelle ne parvient pas à inverser l'effet de l'intégration financière sur la transformation structurelle, mais aggrave plutôt cet effet.

MOTS-CLEFS: Intégration financière, Ouverture des institutions de gouvernance, Transformation structurelle, Panel, CEDEAO

Date of Submission: 27-12-2021

Date of Acceptance: 07-01-2022

I. INTRODUCTION

Dans ce monde actuel, l'intégration financière se présente comme l'une des manifestations les plus prépondérante de la dynamique de coopération à l'échelle mondiale. Cette dynamique, principalement causée par la nécessité d'une mise en communication de plus en plus poussée des systèmes financiers suite à l'accroissement des transactions économiques et financière entre États, a pour principaux corollaires la libéralisation du marché des capitaux et l'intensification des flux financiers transfrontaliers.

En effet, selon le modèle néoclassique, les entrées de capitaux étrangers favorisent le rythme d'accumulation du capital et influencent positivement la croissance et la convergence des économies hôtes vers leurs états réguliers (Barro et al., 1995 ; Barro et Sala-I-Martin, 1995 ; Rappaport, 2000). À cet effet, certaines conclusions dont celles de Chenery et Strout (1966) sont restées compatibles avec les prévisions de la théorie néoclassiques selon lesquelles l'insuffisance de l'épargne domestique (qui est préalable à l'investissement) constitue le principal frein à l'avancée des pays en développement. Les apports en capitaux étrangers issus de l'intégration financière sont, à ce titre, indispensables pour compléter l'épargne intérieure, hausser l'investissement et accélérer la croissance.

Cependant, cette théorie sera contestée par plusieurs auteurs. Ainsi, selon le modèle néoclassique, l'intégration financière gage de la libéralisation du marché des capitaux devait être a priori bénéfique pour la

croissance économique, et devait contribuer à réduire la volatilité de la consommation sauf que les vertus conférées à cette dernière sont conditionnées par un certain nombre de facteurs dont : une information parfaite, un marché des capitaux parfait, une concurrence parfaite et une rationalité parfaite des agents (Stiglitz, 2004). En d'autres termes, cette intégration n'est bénéfique que dans un monde parfait, ce qui est loin d'être le reflet du monde réel (Stiglitz, 2004). Toutefois, certains auteurs à l'image de Kuznets (1979) mentionnent qu'il est impossible à tout pays de réaliser de façon durable des taux de croissance du produit intérieur brut (PIB) par tête en termes réels sans toutefois enregistrer des changements substantiels dans de nombreux secteurs de l'activité économique. De même, il est généralement reconnu tant par la communauté des chercheurs que par les organisations internationales de développement, que les grandes difficultés qu'éprouvent les responsables politiques dans l'atteinte de résultats en terme de réduction significative de la pauvreté et d'élévation du niveau de vie des populations, dépend de la mesure dans laquelle ces économies engendrent une transformation structurelle (BAD, 2019). Dans le fond, les travaux de recherche s'accordent à dire que la croissance économique a suivi un schéma semblable dans les économies développées et dans les économies émergentes. L'idée est que sous l'effet d'une amélioration de la productivité de la main-d'œuvre agricole, il est devenu possible de réorienter progressivement la main-d'œuvre et les capitaux vers l'industrie manufacturière et les services. Cette réorientation vers l'industrie manufacturière, caractérisée par une productivité de la main-d'œuvre généralement plus élevée, a accru la productivité et permis d'augmenter durablement les rendements et les revenus.

À l'instar de la grande majorité des pays d'Afrique subsaharienne, les pays de l'Afrique de l'Ouest sont de grands exportateurs de matières premières non transformées. Suivant les deux aspects de la transformation structurelle, ces pays présentent des indicateurs assez mitigés. En effet entre 2000 et 2015, la main-d'œuvre a quitté l'agriculture de manière marginale, à hauteur de 6,4 points de pourcentage, ce qui a eu pour effet d'augmenter la part de l'industrie de 2,2 points de pourcentage et la part des services de 4,4 points de pourcentage (BAD, 2019). De même, entre 2000 et 2015, les parts moyennes des secteurs agricole et industriel dans le PIB ont connu une baisse alors que celle du secteur des services a connu une élévation. Ainsi, la part moyenne de l'agriculture dans le PIB est passée de 34,2 à 32,1 points de pourcentage. Celle de l'industrie a été de 22,1 à 19,9 points de pourcentage puis celle des services de 43,8 à 47,4 points de pourcentage (BAD, 2019).

Cependant, l'une des contraintes principales est l'accès difficile au financement de long terme qui puisse financer convenablement la modernisation du secteur agricole et l'industrialisation des pays de la sous-région (BAD, 2018 ; CEA, 2018). D'où la nécessité de recourir au financement extérieur au travers d'une intégration financière plus poussée (CEA, 2016).

Toutefois, les quelques rares études qui ont analysé les effets de l'intégration financière sur la transformation structurelle et la productivité sectorielle sont parvenus à des résultats mitigés (Findlay, 1978 ; Wei, 1996 ; Yu et Démurger, 2002 ; Bumann et al., 2013 ; Sur et Nandy, 2018 ; Jie & Shamshehin, 2019). Certaines de ces études affirment que l'ouverture financière au travers d'une intégration financière plus poussée est de nature à favoriser la transformation structurelle en venant accroître le niveau d'industrialisation dans le pays d'accueil (Bos et al., 2011 ; Alagidede et al., 2020 ; Mühlen & Escobar, 2020). Pour d'autres l'intégration financière n'a pas d'influence significative sur la transformation structurelle et notamment sur le secteur le plus productif de l'économie à savoir le secteur industriel (Megbowon et al., 2019 ; Mamba et al. 2020). Alors que pour certains, cet effet est négatif (Anyanwu et Ozurunma, 2018 ; Nwosa, 2018).

Toutefois, l'idée que la qualité institutionnelle serait un élément crucial en matière d'effets attendus de l'intégration financière n'est pas à omettre. En effet, selon plusieurs auteurs, une bonne qualité des institutions permet à l'intégration financière d'avoir des avantages et non des inconvénients sur le secteur réel de l'économie et donc sur la productivité des secteurs (Prasad et al. 2003 ; FMI, 2007 ; Kose et al. 2009).

Ceci dit, en se basant sur l'hypothèse qu'il existe une relation positive entre l'intégration financière et la transformation structurelle et qu'une bonne qualité des institutions permet à l'intégration financière d'accroître son influence sur la transformation structurelle, la présente étude a pour objectif d'analyser l'effet de l'intégration financière sur la transformation structurelle, mais surtout de voir comment est-ce que la qualité des institutions de gouvernance modère la relation.

L'importance de cette question est justifiée par deux raisons au moins. Premièrement le processus de transformation structurelle de même les questions liées à la qualité institutionnelle et au financement de l'économie sont considérés comme l'étape obligée sur le chemin de la croissance et du développement (Rodrik, 2008). Deuxièmement, cette étude permet d'éclairer les politiques de soutien à la transformation structurelle pour impulser un processus d'industrialisation dans la zone.

Pour ce faire la présente étude structurée en quatre parties. La première partie fait une revue des travaux portant sur le sujet. La deuxième partie présente le cadre méthodologique adopté par l'étude. La troisième partie porte sur les données et leurs sources. Les résultats, les interprétations et la discussion apparaissent dans la troisième partie. L'étude se termine par une conclusion qui fait ressortir les principaux résultats et les implications de politiques économiques.

II. REVUE DE LA LITTÉRATURE

2. 1. Effets mitigés de l'intégration financière sur la productivité sectorielle agricole

Concernant les effets de l'intégration financière sur le secteur agricole, l'étude Alfaro (2003) indique que l'ouverture aux flux de capitaux internationaux impacte négativement le développement agricole dans un large échantillon de pays. Ces travaux sont soutenus par Iddrisu et al. (2015) qui ont examiné l'effet de l'ouverture aux capitaux étrangers sur la performance du secteur agricole au Ghana sur une période allant de 1980 à 2013 et ont démontré que les IDE ont un effet négatif sur la productivité du secteur agricole à long terme. Mais contrairement aux précédents travaux, Awunyo-Vitor et Sackey (2018) en utilisant un modèle de correction d'erreur dans l'étude de cas du Ghana sur la période allant de 1975 à 2017, trouvent que l'intégration financière n'a aucun effet sur le développement du secteur agricole. Toutefois, les travaux de Oloyede (2014) dans le cas du Nigéria montre une tout autre réalité. En effet, l'auteur sur la base de données secondaires qui s'étendent de 1981 à 2012 puis à l'aide du test de causalité de Granger trouve que les IDE ont un impact positif sur l'agriculture non seulement à court terme mais aussi à long terme qui engendra également une diversification du revenu national qui stimulera le secteur agricole. Ce précédent point de vue sera confirmé par Gunasekera et al. (2015), qui dans une étude dont l'objectif est de passer en revue les principales questions relatives aux investissements directs étrangers (IDE) dans l'agriculture, examinent l'impact potentiel des IDE dans l'agriculture africaine en utilisant un modèle dynamique du projet d'analyse du commerce mondial (GDyn) pour analyser les impacts potentiels des améliorations de la productivité des terres et des IDE en Afrique. Les résultats suggèrent que les efforts combinés pour améliorer la productivité des terres et la croissance des IDE pourraient accroître la part de l'Afrique dans la production et les exportations agricoles mondiales, en particulier en ce qui concerne les graines oléagineuses, le sucre, le coton et les céréales. Dans le cadre du Sud-est de l'Europe, Jovanović et Dašić (2015) examinent s'il existe des possibilités et des potentiels d'amélioration de l'agriculture par le biais des IDE. Pour ce faire, les auteurs analysent l'impact possible des IDE sur l'agriculture, afin de déterminer s'il existe des possibilités d'amélioration de l'agriculture des pays d'Europe du Sud-Est grâce aux IDE. Ils trouvent que l'IDE a un potentiel significatif pour soutenir et améliorer les performances agricoles des pays d'Europe du Sud-Est.

2.2. Effets mitigés de l'intégration financière sur l'industrialisation

Concernant les effets de l'intégration financière sur le secteur industriel, plusieurs études s'accordent à dire qu'en raison de leur contribution à la technologie et aux compétences, qui sont très importantes dans le processus d'industrialisation, l'ouverture aux flux de capitaux internationaux et surtout les IDE constituent un vecteur du développement industriel car les nouvelles technologies introduites par les IDE dans les pays en développement peuvent se propager des filiales des entreprises multinationales aux entreprises nationales permettant aux pays d'accueil d'accroître leur productivité du capital et du travail (Findlay, 1978 ; Wei, 1996 ; Yu et Démurger, 2002 ; Bumann et al., 2013 ; Sur et Nandy, 2018 ; Jie & Shamshedin, 2019). Ainsi, grâce aux IDE, les entreprises multinationales déplacent les activités d'un secteur à l'autre dans différents pays (Mühlen & Escobar, 2020) et peuvent stimuler la réaffectation des ressources vers des secteurs à forte productivité et contribuer ainsi à la transformation structurelle. Les ressources peuvent être concentrées dans un secteur non productif. Dans ce contexte, les IDE se présentent comme une solution efficace pour mobiliser ces ressources vers des secteurs à forte valeur ajoutée. Les entreprises multinationales étant généralement des entreprises à forte productivité, la rémunération des emplois est relativement élevée (Bernard et al., 2012), ce qui entraîne une réaffectation de la main-d'œuvre vers des secteurs à forte productivité.

Pineli et al. (2019) indiquent que l'effet de l'ouverture aux flux financiers internationaux sur la transformation structurelle est tributaire du niveau de développement du pays et du type de capitaux qui entrent dans le pays auquel cas il faudrait s'attendre à un effet hétérogène de cette dernière sur la transformation structurelle des différents pays. Cependant les auteurs mettent en avant l'importance du rôle des entreprises multinationales dans la transformation structurelle des pays en développement. Les résultats montrent un effet positif des investissements directs étrangers sur la part de l'emploi dans les industries modernes dans certains pays. Aussi, ils montrent que dans les premiers stades de développement, une plus forte concentration de ces capitaux étrangers dans le secteur manufacturier renforce la transformation structurelle, tandis que dans les stades ultérieurs, ils sont nécessaires pour le secteur non manufacturier moderne.

L'effet positif de l'intégration financière sur la productivité du secteur industriel est confirmé par Mühlen et Escobar (2020) qui, dans une étude examinent l'effet des IDE sur la transformation structurelle au Mexique. Les résultats ont révélé que les IDE contribuent positivement à la transformation structurelle au Mexique. Cet effet provient des flux d'IDE canalisés dans le secteur industriel qui favorisent la redistribution du travail entre les secteurs d'activité au Mexique.

Contrairement aux précédents auteurs, Mamba et al. (2020) mènent une étude dont le but est d'analyser l'effet des flux de capitaux internationaux sur la transformation structurelle de l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA) sur la période allant de 1980 à 2017. Les auteurs utilisent les valeurs ajoutées des

secteurs industrielle, manufacturier, agricole et des services comme indicateurs de la transformation structurelle. L'investissement intérieur, les exportations, les importations, l'emploi sectoriel, la politique et une variable binaire pour la dévaluation du franc CFA en 1994 sont utilisés comme variables de contrôle. En utilisant les PCSE comme principale technique d'estimation, ils trouvent que l'ouverture aux flux de capitaux étrangers ne contribuent pas de manière significative au développement des secteurs industriel, manufacturier et agricole dans les pays de l'UEMOA. Pour Megbowon et al. (2019) l'impact des investissements directs étrangers en provenance de Chine n'ont pas eu d'effets significatifs sur l'industrialisation dans 26 pays d'Afrique subsaharienne.

En outre, plusieurs études empiriques ont fait état de l'influence négative de l'intégration financière sur l'industrialisation. Pour Nwosa (2018) l'ouverture à l'entrée des capitaux est néfaste pour le secteur industriel nigérian à court terme suite à un résultat négatif mais significatif obtenu par l'application d'un modèle de correction d'erreur sur la période 1970-2016. Gui-Diby et Renard (2015) ont examiné la relation entre les entrées de flux de capitaux internationaux et le processus d'industrialisation en Afrique pour un panel de 49 pays de 1980 à 2009 et ont constaté que ces derniers n'avaient pas d'impact significatif sur l'industrialisation des pays examinés. Dans une étude réalisée par Anyanwu et Ozurunma (2018) où le stock d'IDE a été incorporé dans l'évaluation de l'impact du capital humain sur l'industrialisation en Afrique pour la période 1990-2011, il a été constaté que l'ouverture aux capitaux étrangers a un impact nettement décroissant sur l'industrialisation du continent.

2.3. Effet de l'intégration financière sur le secteur des services

S'agissant des effets de l'intégration financière sur le secteur services, Alfaro (2003) dans un large échantillon de pays montre que l'ouverture aux flux internationaux de capitaux a un effet ambiguë durant la période 1981 à 1999. Wonyra et Efogo (2020) ont analysé l'effet des investissements directs étrangers (IDE) sur les exportations et les importations de services dans les pays d'Afrique subsaharienne. Pour ce faire, Selon les auteurs, ils ont appliqué la méthode des panels dynamiques à un échantillon de 34 pays entre 2005 et 2015 et sont parvenu aux résultats selon lesquels les IDE n'affectent pas directement les exportations de services, excepté lorsque les indicateurs institutionnels sont de bonne qualité, alors qu'une augmentation des IDE accroît significativement les importations de services. S'agissant de Mamba et al. (2020), pour ce qui est du développement du secteur des services, l'ouverture aux capitaux internationaux contribuent positivement.

III. Méthodologie

3.1. Spécification du modèle

Cette étude considère une fonction de production agrégée de type néoclassique dont les propriétés satisfassent les hypothèses de constance des rendements d'échelle, de positivité des productivités marginales d'ailleurs décroissantes par rapport à chaque facteur de production et enfin une tendance nulle (ou infinie) de la productivité marginale de chaque facteur quand la quantité du facteur correspondant tend vers l'infini (zéro).

$$Y = f(K, L) \tag{1}$$

Notons aussi que la productivité sectorielle, contrepartie de la production, est affecté par la consommation (C) et l'épargne (S) qui égalise *ex post* l'investissement (I). Pour des raisons de simplification, nous retenons la fonction de production simple de type Cobb-Douglas. Celle-ci satisfait les propriétés évoquées ci-dessus et prend la forme suivante :

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \tag{2}$$

Où α et β sont positifs et compris entre 0 et 1, Y_{it} désigne la productivité relative d'un secteur à l'autre (transformation structurelle) dans le pays i à l'année t ; K_{it} est le stock de capital physique ; L_{it} est la force de travail censée varier au taux de croissance de la population (n). Celui-ci est supposé être exogène et constant dans le temps. Et enfin, A_{it} est la productivité globale des facteurs reflétant le niveau de la technologie et l'efficacité de l'économie.

Par ailleurs, une amélioration de transformation structurelle peut être le résultat d'une intégration financière et d'une meilleure qualité des institutions (Kose et al. 2009 ; North, 1991). Nous posons donc que :

$$A_{it} = G(int_fin_{it}, Inst_{it}) = A_0 e^{\theta Z_{it}} \tag{3}$$

Où int_fin_{it} est une mesure l'intégration financière et $Inst_{it}$ est une variable de la qualité institutionnelle. Pour capter le fait que les institutions conditionnent l'effet de l'intégration financière sur la transformation structurelle, nous introduisons une variable d'interaction entre ces deux variables. Ainsi, nous posons que $Z_{it} = (int_fin_{it} \times Inst_{it})$. En combinant les équations (2) et (3) et en prenant les logarithmes, on a :

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha k_{it} + \theta_5 l_{it} + \theta Z_{it} + \mu_{it} \tag{4}$$

À partir des modèles précédents, nous dérivons la relation de long terme comme suit :

$$Transstruc_{it} = \theta_0 + \theta_1 Int_fin_{it} + \theta_2 Inst_{it} + \theta_3 Int_fin_{it} \times Inst_{it} + \theta_4 K_{it} + \theta_5 L_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

À partir de l'équation (5), on calcule l'effet marginal de l'intégration financière après estimation comme suit :

$$\frac{\partial Transstruc_{it}}{\partial Int_fin_{it}} = \theta_1 + \theta_3 Inst_{it} \quad (6)$$

Comme le montre l'équation (6), l'effet marginal de l'inclusion financière sur la transformation structurelle dépend des institutions. Et puisqu'on s'attend au fait qu'une bonne qualité des institutions améliore l'effet marginal des entrées de capitaux sur la transformation structurelle, il faudrait que le coefficient θ_3 soit strictement positif.

Par ailleurs, la vérification de l'existence d'un effet non linéaire consiste à examiner le signe et la significativité du coefficient d'interaction θ_3 . Ainsi :

- Si θ_1 et θ_3 sont tous positifs (négatifs) alors l'intégration financière ont un effet positif (négatif) sur la transformation structurelle et les institutions affectent favorablement (aggrave) cet impact.
- Si $\theta_1 > 0$ et $\theta_3 < 0$, l'intégration financière impactent favorablement la transformation structurelle mais les institutions réduisent cet impact.
- Si $\theta_1 < 0$ et $\theta_3 > 0$, l'intégration financière impactent négativement la transformation structurelle mais les institutions dans ce cas jouent un rôle atténuateur.

3.2-Méthodes d'estimation

Dans le cadre de notre étude, nous retenons deux types d'estimateurs. Il s'agit des estimateurs Mean Group (MG) et Pooled Mean Group (PMG) respectivement proposés par Pesaran et Smith (1995) et Pesaran et al (1999). Pesaran et Smith (1995) montrent qu'en présence d'hétérogénéité, plusieurs estimateurs couramment utilisés dans la littérature peuvent être affectés par de potentiels biais spécialement dans de petits échantillons de pays. Ainsi, l'estimateur Mean Group autorise une hétérogénéité à la fois dans les paramètres de court terme et les coefficients de long terme. Cette technique estime l'équation pour chaque pays de l'échantillon et calcule ensuite les moyennes non pondérées des coefficients sur l'ensemble du panel. Quant à l'estimateur Pooled Mean Group, il autorise les coefficients de court terme et le coefficient d'ajustement à varier suivant les pays, mais les coefficients de long terme sont identiques pour tous les pays. Par ailleurs, l'un des avantages de l'utilisation de cette méthode est qu'elle peut être utilisée sur des variables intégrées à différents ordre (plus petit que 2). Ainsi, en spécifiant notre modèle à l'image d'un modèle autorégressif à retard échelonnés (ARDL) d'ordre p et q , nous avons :

$$y_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \xi'_{ij} X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Avec $i = 1, 2, \dots, N$ l'index du pays ; $t = 1, 2, \dots, T$ l'index du temps en fréquence annuelle, X_i le vecteur des variables explicatives p le nombre de retards de la variable endogène, q le nombre de retards des variables explicatives et μ_i les effets fixes individuels, λ_{ij} les coefficients liés à la variable endogène retardée, et enfin ξ_{ij} les coefficients afférents aux régresseurs.

Selon Pesaran et al (1999), la reparamétrisation de l'équation (30) donne la spécification suivante :

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \varphi_i y_{i,t-1} + \beta'_i X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \xi^*_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Où $\varphi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$, $\beta_i = \sum_{j=0}^q \xi_{ij}$; $\lambda^*_{ij} = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$, $j=1, 2, \dots, p-1$ et

$\xi^*_{ij} = -\sum_{m=0}^p \xi_{im}$, $j=1, 2, \dots, q-1$

Pesaran et al. (1999) font l'hypothèse que le terme d'erreur ε_{it} est un processus stationnaire. Dans ce cas, le modèle peut être ré-spécifié sous la forme d'un modèle a correction d'erreurs dans lequel la dynamique de court terme est influencée par l'écart à la relation de long terme. Ainsi en regroupant les variables de l'équation précédente, on a :

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \varphi_i (y_{i,t-1} - \theta'_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \xi^*_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Où : $\theta_i = -(\beta_i / \varphi_i)$ est le vecteur des coefficients de long terme entre y_{it} et X_{it} . À contrario, λ^*_{ij} et ξ^*_{ij} sont quant à eux les coefficients de court terme. Par ailleurs, Δ est l'opérateur de variation entre deux dates successives et φ_i

est le coefficient d'ajustement. Ce dernier représente la force de rappel à l'équilibre et par hypothèse, il est significativement non nul et négatif si la représentation ARDL est valide. Toutefois, les coefficients de long terme sont identiques pour tous les pays et peuvent être testés :

$$H_0: \theta_i = -\left(\frac{\beta_i}{\varphi_i}\right) = \theta \quad (10)$$

Le test empirique en question peut se faire à l'aide d'un test de type Hausman. Par ailleurs, avant de passer aux différentes estimations, nous avons procédé aux tests de stationnarité et de cointégration, puisque nous sommes en présence d'un panel long. À cet effet, nous avons eu recours aux tests de racine unitaire de Maddala et Wu (1999) puis au test de cointégration de Pedroni (1999, 2004).

Rappelons que nos données portent sur un échantillon de treize pays faisant tous parti de la CEDEAO. Il s'agit particulièrement du Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Gambie, Ghana, Guinée Conakry, Guinée Bissau, Mali, Niger, Nigéria, Sénégal, Sierra-Léone et le Togo. Pour ce qui est de la période d'étude, elle part de 1985 à 2018 soit 33 ans.

Ainsi donc, le tableau 1 ci-dessous fait un récapitulatif des variables utilisées dans l'étude ainsi que les sources correspondantes.

Tableau 1: Variables de l'étude

Variables	Proxy	Source
Transformation structurelle	Valeur ajoutée du secteur industriel rapportée à celle du secteur agricole.	WDI, 2020
Intégration financière	Intégration financière de facto et de jure.	KOF, 2019
Ouverture institutionnelle	Globalisation institutionnelle basée sur les règles et sur les faits.	KOF, 2019
Variables d'interactions	Produit des deux variables de globalisation centrées.	KOF, 2019
L'investissement	La formation brute du capital fixe.	WDI, 2020

Source : Auteur

IV. Résultats et discussion

4.1. Résultats des tests préalables aux estimations

Dans le cadre de cette étude, nous avons utilisés deux tests préalablement à nos estimations. La nécessité de ces tests tient du fait que le choix de la méthode d'estimation mise en œuvre est conditionnée par certaines propriétés des variables qui, si elles ne sont pas prises en compte peuvent aboutir à des régressions fallacieuses. C'est dans cette optique que nous avons mis en œuvre le test de racine unitaire en panel de Maddala et Wu (1999) puis le test de cointégration en panel de Pedroni (2004).

Le test de racine unitaire de Maddala et Wu (1999) est un test non paramétrique de Fisher similaire au test d'Im-Pesaran-Shin (2003) qui repose sur une combinaison des niveaux de significativité (les p-value) des N tests individuels de racine unitaire indépendants. Dans le cadre de notre étude, le test indique que la globalisation financière de facto, la globalisation institutionnelle et l'investissement ne sont pas stationnaires en niveau. Tandis que la transformation structurelle, l'intégration financière (de jure et de facto), les variables croisées des variables d'intégration financière et d'ouverture institutionnelle sont stationnaires en niveau.

Lorsque l'intégration financière de facto, l'ouverture institutionnelle et l'investissement sont différenciées à l'ordre 1, elles deviennent toutes stationnaires. Ainsi donc, nous pouvons dire que sommes en présence de variables intégrées d'ordre 0 et 1. Autrement dit l'intégration financière (de jure et de facto), les variables croisées des variables d'intégration financière et d'ouverture institutionnelle sont intégrées d'ordre 0 tandis que l'intégration financière de facto, l'ouverture institutionnelle et l'investissement sont intégrées d'ordre 1.

Tableau 3 : Test de racine unitaire

Variabes	En niveau	P-Value.	En différence	P-value
Transformation structurelle	47.4907	0.0062	306.6491	0.0000
Globalisation financière	61.6056	0.0001	272.4255	0.0000
Globalisation financière de facto	28.5309	0.3328	232.1352	0.0000
Globalisation institutionnelle	16.8619	0.9132	253.6073	0.0000
G.financière*G.institutionnelle	67.5903	0.0000	323.7545	0.0000
G.financière.facto*G.institutionnelle	104.1893	0.0000	337.7540	0.0000
L'investissement	26.5766	0.4318	260.1012	0.0000

Source : Auteur

Rappelons tout d'abord que l'hypothèse nulle du test de cointégration de Pedroni (1999) est l'absence de cointégration. Le rejet de cette hypothèse permet de conclure à l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. Sous l'hypothèse alternative, la statistique *panel* ν tend vers $+\infty$ et par conséquent, la queue de distribution positive de la loi normale est utilisée pour rejeter l'hypothèse nulle. Ainsi, on admet l'existence

d'une relation de cointégration au seuil de 5%, lorsque la statistique *panel v* est supérieure à 1,645. Par contre, les six autres statistiques tendent vers $-\infty$ sous l'hypothèse alternative et l'on utilise la queue de distribution négative de la loi normale pour rejeter l'hypothèse nulle. De ce fait, ces statistiques sont à comparer à -1,645 au seuil d'erreur de 5%. Ainsi, le constat est tel que dans chacun de nos modèles, les variables sont cointégrées, c'est-à-dire qu'elles entretiennent une relation de long terme. En effet, seuls trois tests sur sept acceptent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration alors que quatre tests dont les plus importants rejettent l'hypothèse nulle.

Tableau 4 : Test de cointégration

Modèle 1 : Avec Intégration financière (Jure+facto)		
Cointégration test	Coefficient	P-Value
Panel v-Statistic	-1.386760	0.9172
Panel rho-Statistic	0.135633	0.5539
Panel PP-Statistic	-2.268629	0.0116
Panel ADF-Statistic	-3.652040	0.0001
Group rho-Statistic	0.610834	0.7293
Group PP-Statistic	-2.593012	0.0048
Group ADF-Statistic	-2.976514	0.0015
Modèle 2 : Avec Intégration financière de facto		
Panel v-Statistic	-1.690775	0.9546
Panel rho-Statistic	0.156906	0.5623
Panel PP-Statistic	-2.027249	0.0213
Panel ADF-Statistic	-3.274636	0.0005
Group rho-Statistic	1.106803	0.8658
Group PP-Statistic	-1.758662	0.0393
Group ADF-Statistic	-2.090619	0.0183

Source : auteur

V. Résultats des estimations et discussion

Il est important de faire un choix entre nos deux estimateurs à savoir les Pooled Mean Group (PMG) et Mean Group (MG). Le choix entre ces deux estimateurs a été possible grâce au test d'Hausman. Ce test tel que présenté en annexe nous montre que la différence entre les estimateurs PMG et MG n'est pas significative. Dans un tel cas, l'estimateur PMG est plus efficace sous l'hypothèse nulle d'absence de différence systématique entre les coefficients. Et vu que le test d'Hausman montre que l'hypothèse d'homogénéité des coefficients de long terme ne peut être rejetée, les résultats porteront donc sur la méthode des Pooled Mean Group.

Le tableau ci-dessous présente un résumé des résultats issus de l'estimation de nos modèles. Le premier modèle considère l'intégration financière comme une combinaison des indicateurs de jure et de facto. Le deuxième modèle considère l'intégration financière de facto uniquement. Ainsi, comme nous pouvons le constater sur le tableau, le coefficient du terme à correction d'erreur (ϕ) est négatif et significatif pour tous les modèles. Ceci valide les différents modèles à correction d'erreur et renforce l'existence d'une relation de long terme entre les séries.

Tableau 4 : Résultats des estimations

Modèle 1			
Variables	coefficients	Std. Err.	P-value
Intégration financière (Jure+Facto)	-0.0177	0.0030	0.000
Ouverture institutionnelle	0.0282	0.0020	0.000
I.financière*O.institutionnelle	-0.0019	0.0002	0.000
L'investissement	0.0192	0.0018	0.000
Terme à Correction d'Erreur	-0.1242	0.0444	0.005
Modèle 2			
Intégration financière de facto	-0.0109	0.00163	0.000
Globalisation institutionnelle	0.0117	0.00135	0.000
G.financière.facto*G.institutionnelle	-0.0005	0.00013	0.000
L'investissement	0.03343	0.0031	0.000
Terme à Correction d'Erreur	-0.1531	0.0644	0.000

Source : auteur

Les résultats du tableau 4 montrent que l'intégration financière impacte négativement la transformation structurelle tandis que la l'ouverture institutionnelle et l'investissement impactent positivement la transformation structurelle. En effet, toute augmentation d'un point de pourcentage l'intégration financière entraîne une réduction de la transformation structurelle de plus de 0.01 point de pourcentage de la transformation structurelle et ce quel que soit le modèle retenu. De même, toute augmentation de l'ouverture institutionnelle d'un point de pourcentage entraîne une augmentation de plus de 0.02 point de pourcentage pour ce qui est du premier modèle et 0.01 point de pourcentage pour ce qui est du deuxième modèle. De plus, toute augmentation d'un point de pourcentage des investissements entraîne une augmentation de 0.019 et 0.03 point de pourcentage de la transformation structurelle. Par ailleurs, les coefficients d'interactions entre l'intégration financière et l'ouverture institutionnelle sont négatifs dans les deux cas. C'est -à-dire lorsque l'inclusion financière est considérée dans un cadre de jure et de facto à la fois puis lorsqu'elle est considérée dans un cadre de facto uniquement. Ces résultats laissent entrevoir que l'ouverture institutionnelle aggrave l'effet de l'intégration financière sur la transformation structurelle des économies de la CEDEAO.

Toutefois pour saisir l'importance réelle de l'ouverture institutionnelle dans la relation entre l'intégration financière et la transformation structurelle, il faut évaluer l'effet marginal de l'intégration financière pour un niveau donné de l'ouverture institutionnelle. Ainsi en considérant que l'intégration financière est égale à sa moyenne, toute hausse de l'intégration financière d'un point entraîne une réduction de la transformation structurelle de $(-0.0177) + (-0.0019) * \overline{\text{Ouverture institutionnelle}}$ soit de -0.1 point. Aussi, toute hausse de l'intégration financière de facto d'un point entraîne une baisse de la transformation structurelle de $(-0.0109) + (-0.0005) * \overline{\text{Ouverture institutionnelle}}$ soit de -0.03 point.

L'effet négatif de l'intégration financière sur la transformation structurelle peut s'expliquer de différentes manières. D'une part, le principal mode de financement du déficit budgétaire des pays de la Communauté des États de l'Afrique de l'Ouest est sans doute l'endettement extérieure. Or l'endettement extérieure agit comme un impôt futur pour l'ensemble des pays. Ce dernier constitue aussi la très grande proportion des flux de capitaux extérieurs présent dans les différents pays de la CEDEAO. Ainsi, l'intégration financière de facto influence négativement la transformation structurelle par le fait que le service de la dette trop élevé pour les pays empêche ces derniers d'investir convenablement dans des infrastructures pouvant profiter au développement industriel.

D'autre part, il est possible que les transferts de technologie issus de l'intégration financière tant souhaités dans les pays de la CEDEAO dépendent de la capacité d'absorption locale, de l'adéquation de cette technologie aux besoins du pays et des compétences des employés. En effet, les flux de capitaux internationaux, surtout les investissements directs étrangers sont généralement attirés vers les pays qui ont une forte intensité de capital humain avec les infrastructures développées. Ainsi, avec la division du travail qui a lieu au niveau international, les pays de la Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest se sont spécialiser dans des tâches à faible capacité technologique qui ne nécessitent pas de recherche et développement. De ce fait, l'innovation qui est le moteur fondamental de la transformation structurelle est restée embryonnaire ce qui n'a pas favorisé la réaffectation de la main-d'œuvre vers des secteurs à forte productivité dans la sous-région.

Aussi, les efforts visant à promouvoir la bonne gouvernance et à mettre en place des institutions sont des instruments clés pour promouvoir la transformation structurelle dans la sous-région Ouest africaine. Bien vrai que l'ouverture institutionnelle ait un effet positif sur la transformation structurelle, elle n'a pas encore atteint le seuil requis pour permettre à l'intégration financière d'avoir un effet positif sur la transformation structurelle. En effet, la qualité des institutions est un élément incontournable pour le bon fonctionnement des activités économique. Le financement des entreprises nationales, ou la prise de participation par des entreprises étrangères dans la sous-région ne peut se faire si toutefois, il existe une l'incertitude quant à l'environnement institutionnel qui prévaut.

L'effet positif de l'investissement sur la transformation structurelle n'est pas surprenant. Notons que l'investissement intérieur est le total des investissements sous forme d'infrastructures, de technologies disponibles et tout autre élément nécessaire qui soutiennent et stimulent la croissance industrielle dans l'ensemble des économies de la CEDEAO. Ainsi, l'investissement favorise l'industrialisation en stimulant la demande globale et en augmentant les capacités de production. Par conséquent, des investissements plus importants jouent un rôle clé pour soutenir le développement de l'industrie locale, favoriser la transformation structurelle et être une condition préalable à la croissance à long terme.

VI. Conclusion

Dans un contexte où le financement des économies s'appuie sur les capitaux étrangers, et les gains de productivité, cruciaux pour le développement économique des pays de la CEDEAO, la présente étude a cherché à connaître les effets de l'intégration financière sur la transformation structurelle de treize pays de la CEDEAO dont le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Gambie, le Ghana, la Guinée Conakry, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Nigéria, le Sénégal, la Sierra-Léone et le Togo. Au-delà, l'étude a cherché à analyser le rôle

joué par l'ouverture institutionnelle dans la relation durant la période allant de 1985 à 2018. À cet effet, l'étude est parvenue à plusieurs résultats majeurs. En premier, l'intégration financière affecte négativement et significativement la transformation structurelle des pays de la CEDEAO. En second, l'ouverture institutionnelle ne parvient pas à inverser l'effet de l'intégration financière sur la transformation structurelle, mais aggrave plutôt cet effet.

Ces résultats aboutissent donc à des implications de politique économique. Il convient à cet effet de mettre en œuvre des politiques qui puissent favoriser une meilleure ouverture de l'environnement institutionnelle afin de permettre aux pays de la sous-région de profiter d'une meilleure intégration financière. Ceci passe aussi par une politique qui favorise le transfert de compétences et des technologies pour un meilleur développement industriel.

Bibliographie

- [1]. Aghion, P. & P. Howitt (2009), *The Economics of Growth*, MIT Press, Cambridge, MA.
- [2]. Alagidede, I. P., Ibrahim, M., and Sare, Y. A., (2020). Structural Transformation in the Presence of Trade and Financial Integration in sub-Saharan Africa, *Central Bank Review*, 20, 21–31.
- [3]. Alfaro, L. (2003). Foreign direct investment and growth: Does the sector matter. *Harvard Business School*, 2003, 1–31.
- [4]. Anyanwu, J. C., & Ozurunma, B. (2018). Trends, patterns and key drivers of sectoral manufacturing development in Africa. *The Nigerian Journal of Economic and Social Studies*, 60(3), 49–80.
- [5]. Banque africaine de développement. (2018). *Perspectives économiques en Afrique de l'Ouest*.
- [6]. Bos, J. W. B., Economidou, C. and Zhang, L. (2011). Specialization in the Presence of Trade and Financial Integration: Explorations of the Integration-Specialization Nexus. Research Memorandum 026, Maastricht University, Maastricht Research School of Economics of Technology and Organization (METEOR).
- [7]. Chenery, H. (1979). *Structural change and development policy* (No. 11911, pp. 1-548). The World Bank.
- [8]. Chenery, H. B. (1975). The structuralist approach to development policy. *The American Economic Review*, 310-316.
- [9]. Chenery, H. B. (1975). The structuralist approach to development policy. *The American Economic Review*, 310-316.
- [10]. Chenery, H. B., & Taylor, L. (1968). Development patterns: among countries and over time. *The Review of Economics and Statistics*, 391-416
- [11]. Chinn, M. D., & Ito, H. (2002). *Capital account liberalization, institutions and financial development: cross country evidence* (No. w8967). National Bureau of Economic Research.
- [12]. Gerschenkron, A. (1962). Economic Backwardness in Historical Perspective (1962). *The Political Economy Reader: Markets as Institutions*, 211-228.
- [13]. Grossman, G. M. & E. Helpman (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press, Cambridge, MA.
- [14]. Gui-Diby, S. L., & Renard, M. F. (2015). Foreign direct investment inflows and the industrialization of African countries. *World Development*, 74, 43–57.
- [15]. Jie, L., & Shamshedin, A. (2019). The impact of FDI on industrialization in Ethiopia. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 9(7), 726–742.
- [16]. Jovanović, S. S., & Dašić, B. (2015). The importance of foreign direct investment for south east European countries' agriculture. *Economics of Agriculture*, 62(3), 661–675.
- [17]. Karolyi, G. A., & Stulz, R. M. (2003). Are financial assets priced locally or globally?. *Handbook of the Economics of Finance*, 1, 975-1020.
- [18]. Kuznets, S., 1955. Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, 65, 1–28
- [19]. KUZNETS, S., 1966. *Modern economic growth: Rate, structure and spread*. London : Yale university press, pp.529
- [20]. Lane, P. R. (1970). Milesi (Ferretti, GM, 2001. *The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 2004*.
- [21]. Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2007). The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004. *Journal of international Economics*, 73(2), 223-250.
- [22]. Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American economic review*, 537-558.
- [23]. Lewis, W. A. (1954), "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor", *Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol. 22, pp. 139-91.
- [24]. Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631-652.
- [25]. Megbowon, E., Mlambo, C., & Adekunle, B. (2019). Impact of china's outward FDI on sub-saharan africa's industrialization: Evidence from 26 countries. *Cogent Economics & Finance*, 7(1), 1681054
- [26]. Mensah, J. T., Adu, G., Amoah, A., Abrokwa, K. K., and Adu, J., (2016). What Drives Structural Transformation in Sub-Saharan Africa? *African Development Review*, 28(2), 157–169.
- [27]. Myrdal, G. (1957). Economic theory and under-developed regions. Duckworth. *Myrdal Economic Theory and Underdeveloped Regions 1957*.
- [28]. Montiel, P., & Reinhart, C. M. (1999). Do capital controls and macroeconomic policies influence the volume and composition of capital flows? Evidence from the 1990s. *Journal of international money and finance*, 18(4), 619-635.
- [29]. Muhlen, H., & Escobar, O. (2020). The role of FDI in structural change: Evidence from Mexico. *The World Economy*, 43(3), 557–585
- [30]. Nwosa, P. I. (2018). Investissements étrangers directs au Nigeria : Son rôle et son importance dans la croissance du secteur industriel. *Acta Universitatis Danubius. OEconomica*, 14(2), 41-52.
- [31]. Oloyede, B. B. (2014). Impact of foreign direct investment on agricultural sector development in Nigeria, (1981-2012). *Kuwait Chapter of the Arabian Journal of Business and Management Review*, 3(12), 14.
- [32]. Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 653-670.
- [33]. Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, 597-625.
- [34]. Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68(1), 79-113.

- [35]. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical association*, 94(446), 621-634.
- [36]. Pineli, A., Narula, R., & Belderbos, R. (2019). *FDI, multinationals and structural change in developing countries* (No. 004). United Nations University- Maastricht Economic and Social Research Institute on Innovation and Technology (MERIT).
- [37]. Quinn, D. P., & Inclan, C. (1997). The origins of financial openness: A study of current and capital account liberalization. *American Journal of Political Science*, 771-813.
- [38]. Quinn, D. P., & Woolley, J. T. (2001). Democracy and national economic performance: the preference for stability. *American journal of political science*, 634-657.
- [39]. Ranis, G., & Fei, J. C. (1961). A theory of economic development. *The American economic review*, 533-565.
- [40]. Rappaport, J. (2000). How does openness to capital flows affect growth?. *FRB of Kansas City Research Working Paper No. 00-11*.
- [41]. Rodrik, D. (2009). Industrial policy: don't ask why, ask how. *Middle East development journal*, 1(1), 1-29.
- [42]. Romer, P. M. (1990). "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, pp. 71-102. Schumpeter, J. A. (1934), *The Theory of Economic Development*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- [43]. Rostow, W. W., & Rostow, W. W. (1990). *The stages of economic growth: A non-communist manifesto*. Cambridge university press.
- [44]. Solow, R. M. (1957), "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, No. 3, pp. 312-20.
- [45]. Sur, A. &, & Nandy, A. (2018). FDI, technical efficiency and spillovers: Evidence from Indian automobile industry. *Cogent Economics & Finance*, 6(1), 1460026.
- [46]. The World Bank. (2020). *World Development Indicators | Data*. Available at: <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>.
- [47]. WDI. (2020). *World development indicators*. World Bank.
- [48]. Wei, S. (1996). Foreign direct investment in China: Sources and consequences. In Ito, T., & Krueger A. (Eds.) *Financial Deregulation and Integration in East Asia, NBER-EASE* (Vol. 5, pp.77-105). University of Chicago Press.
- [49]. Weiss, M., & Clara, (2016). Unlocking domestic investment for industrial development (Department of Policy, Research and Statistics Working Paper 12/2016). Vienna: UNIDO.
- [50]. Wonyra, K. O., & Efogo, F. O. (2020). Investissements directs étrangers et commerce des services en Afrique subsaharienne. *Mondes en développement*, 1(189), 125-141.

ANNEXE

Tableau A1: Résultats des estimations de long terme

Variables	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
Intégration Financière	-0.0177	0.0030	-5.90	0.000	-0.0237 -0.0118
Ouverture institutionnelle	0.0282	0.0020	13.51	0.000	0.0241 0.0322
I.financière*G.institutionnelle	-0.0019	0.0002	-7.32	0.000	-0.0024 -0.0014
Investissement	0.0192	0.0018	10.41	0.000	0.0156 0.0228
ECT	-0.1242	0.0444	-2.80	0.005	-0.2113 -0.0372

Source : Auteur

Tableau A2: Résultats des estimations de long terme

Variables	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
Intégration Financière	-0.0109	0.00163	-6.71	0.000	-0.0141 -0.007
Ouverture institutionnelle	0.0117	0.00135	8.67	0.000	0.0090 0.0143
I.financière.facto*G.institutionnelle	-0.0005	0.00013	-3.62	0.000	-0.0007 -0.0002
Investissement	.03343	0.0031	10.61	0.000	0.0272 0.0396
ECT	-0.1531	0.0644	-2.38	0.000	-0.2794 -0.0268

Source : Auteur