

Effets non linéaires des déficits budgétaires et investissements publics dans les pays de l'UEMOA

Fousséni NAPO

IUT de Gestion/Faculté des sciences Economiques et de Gestion, Université de Lomé, Email : fousseni.napo@gmail.com

Résumé : Cet article a pour but d'établir une relation entre le solde budgétaire et l'investissement public au sein de la zone UEMOA sur la période 1996-2019. À l'issue des estimations du modèle asymétrique à retard échelonné en panel et du modèle de panel dynamique à effet de seuil et à correction d'erreur, il apparaît que le niveau du déficit public optimal dans la zone UEMOA est de - 2,785% du PIB. En outre, ces résultats montrent que sur l'intervalle [- 4,57 ; + 0,18] en % PIB, le solde budgétaire constitue un levier à l'accumulation du capital public au sein de l'UEMOA. En termes de politique économique, une économie de la zone en besoin de financement de ses dépenses structurelles peut procéder à un déficit budgétaire jusqu'à la valeur plancher de - 4,57% du PIB contrairement au -3 % comme critère de convergence de l'UEMOA.

Mots-clés : Déficit budgétaire - Investissement public - Critère de convergence - Relation non linéaire – UEMOA.

Non-linear effects of budget deficits and public investments in WAEMU countries

Abstract: *The purpose of this paper is to establish a relationship between the budget balance and public investment in the WAEMU zone over the period 1996-2019. Based on the estimates of the asymmetric staggered lag panel model and the dynamic panel model with threshold effect and error correction, it appears that the optimal level of public deficit in the WAEMU zone is - 2.785% of GDP. Moreover, these results show that over the interval [- 4.57; + 0.18] in % GDP, the budget balance is a lever for public capital accumulation in the WAEMU. In terms of economic policy, an economy in the zone that needs to finance its structural expenditure can run a budget deficit up to the minimum value of - 4.57% of GDP, as opposed to the -3% that is the WAEMU convergence criterion.*

Keywords: *Budget deficit - Public investment - Convergence criterion - Non-linear relationship - WAEMU.*

JEL classification: *H54 - H62 - E62 - O55.*

1. Introduction

Les orientations de la politique budgétaire ont suscité de nombreuses interrogations à la théorie macroéconomique surtout celle de la configuration des niveaux de déficits budgétaires à adopter pour répondre efficacement aux questions de la croissance économique et des investissements publics. Ces politiques budgétaires qui sont parfois orientées vers la réduction des impôts, crée des déficits dus à l'augmentation des dépenses publiques. Le déficit budgétaire représente la situation dans laquelle les recettes de l'État (hors emprunt) sont inférieures à ses dépenses (hors remboursement emprunt) au cours d'une année. C'est donc un solde négatif. Selon FMI (2021), les discussions sur les effets des déficits budgétaires se sont reposées sur les problèmes du financement de l'investissement public dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Or, dans la littérature il est démontré que les déficits plus élevés conduisent à un endettement plus important dans le futur et la charge financière pourrait exercer un effet d'éviction sur l'investissement public (Minea et Villieu 2009). Par contre, d'autres études indiquent qu'un déficit plus élevé aujourd'hui peut procurer des ressources financières pour l'investissement public dans le futur et par conséquent les investissements pourraient relancer la croissance économique du pays (Minea et Villieu, 2009). La politique budgétaire est alors vue comme un moyen majeur pour booster la croissance économique par les investissements publics.

Durant ces dernières années, la plupart des pays de l'UEMOA ont sensiblement augmenté leurs investissements publics. Le taux d'investissement public de l'Union est globalement passé de 5,96% en 2019 à 7,31% en 2020 pour s'établir à 8,12% en 2021 (BCEAO, 2022). Tous les pays de l'Union ont enregistré une tendance à la hausse de ce taux. A l'exception de la Guinée Bissau dont le taux d'investissement public est passé de 8,49% en 2020 à 6,79% en 2021 soit une réduction de 1,7% (BCEAO, 2022). Par ailleurs, les déficits publics relatifs au solde budgétaire global, avec dons compris rapporté au PIB pour l'ensemble des pays de l'Union est passé de -2,33% en 2019 à -5,88% du PIB en 2021. Cela est en liaison avec les répercussions de la Covid-19, notamment, le faible recouvrement des recettes fiscales et l'augmentation des dépenses courantes. Cependant, on note que les déficits ont été relativement mieux maîtrisés dans certains pays grâce à la discipline imposée par le mécanisme de convergence. Une telle persistance des déficits a probablement affecté les investissements publics et le taux de croissance économique.

Ce papier s'intéresse à l'effet des déficits budgétaires sur l'investissement public dans les pays membres de l'UEMOA. Du point de vue théorique et empirique, ce débat reste toujours une préoccupation. Ainsi, pour les partisans du principe d'équivalence ricardienne entre l'impôt et l'emprunt, les agents rationnels sont susceptibles d'être conscients qu'un déficit plus élevé aujourd'hui implique des impôts plus importants dans l'avenir, et peuvent accroître leur épargne en même temps que le gouvernement s'endette. De ce fait, les choix financiers des gouvernements sont contrecarrés par les ménages, et les déficits publics sont neutres sur l'activité économique. A ce titre une réflexion apparaît donc nécessaire afin d'examiner la relation entre le déficit budgétaire et l'investissement public. Il est donc opportun de mettre en lumière à partir d'une analyse économétrique le sens de causalité et de répondre aux préoccupations suivantes

: Quelle est la relation qui existe entre les déficits budgétaires et les investissements publics des pays de la zone UEMOA ? Comment estimer les effets non linéaires entre le déficit budgétaire et investissement public au sein de ces pays ?

Les questions relatives aux déficits budgétaires, aux méthodes économétriques et à la modélisation macro-économiques constituent des éléments importants de cette recherche. C'est donc fort de ces constats que la présente recherche se propose, comme objectif principal d'établir une relation non linéaire entre le solde budgétaire et l'investissement public au sein de la zone UEMOA. De façon spécifique, elle envisage à analyser les effets non linéaires des déficits budgétaires.

Le reste de cet article s'articule autour de quatre grands axes. Le premier est consacré à la revue théorique et empirique. Suivi de l'approche méthodologique dans le deuxième axe. Le troisième axe présente les résultats empiriques de la recherche. Enfin dans le quatrième axe nous terminerons l'analyse par une conclusion.

2. Revue de la littérature

Selon l'approche traditionnelle keynésienne, tout déficit budgétaire en période de récession peut être stimulateur pour l'activité économique. Elle suggère donc qu'il peut être désirable pour l'Etat d'augmenter des déficits dans certaines circonstances, à condition que la politique fiscale reste praticable. Toutefois, cette théorie offre peu d'indications pratiques quant à un taux d'endettement souhaitable et optimal. Pour ce courant, la variation des dépenses publiques peut exercer une action sur le comportement des agents économiques en postulant qu'une façon efficace de réguler la croissance est de mener des politiques budgétaires contracycliques.

Partant de l'idée de Barro (1974) a contribué à réfuter cette thèse d'efficacité de l'action budgétaire par le principe de l'équivalence ricardienne, car pour lui les agents privés intègrent dans leur calcul la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat. Si les agents s'attendent à rembourser la dette consécutive aux déficits, l'action de l'Etat produit un effet "non keynésien" dans la mesure où il n'affecte pas le produit intérieur. En effet, l'anticipation du remboursement de la dette suscite une diminution instantanée de la dépense privée et fait du déficit public un simple transfert intertemporel. Le principe de l'équivalence ricardienne repose toutefois sur des hypothèses restrictives, en particulier pour les pays en développement où les marchés de l'assurance et du crédit sont imparfaits et les impôts fortement distorsifs. Par ailleurs, en Afrique, les contraintes de liquidité limitent la possibilité pour les agents de lisser leur consommation dans le temps (Tanimoune et al., 2008). Récemment, certains auteurs ont montré qu'une contraction budgétaire pouvait même avoir un effet positif sur l'activité économique (Jérôme Creel et al. 2005). Ils partent de l'idée que les gouvernements utilisent la politique budgétaire à mauvais escient, à des fins électoralistes et non à des fins de régulation ; ils ne font pas les efforts nécessaires en période de bonne conjoncture et ils sont trop optimistes sur le niveau de la production potentielle (Jérôme Creel et al. 2005). De plus, un déficit public trop élevé, conduit à une forte accumulation de la dette publique.

En outre, Il existe plusieurs travaux théoriques et empiriques sur la relation entre le déficit budgétaire et la croissance économique. Les travaux de Blanchard (1990), Giavarzzi et Pagano (1990) et Bertola et Drazen (1993) indiquent que la relation entre

déficit budgétaire et croissance économique pourrait être non linéaire. A travers leur études, les auteurs montrent que les déficits semblent exercer de forts effets non linéaires sur la croissance, ce qui est probablement fonction de l'état de la dette publique et en lien avec des ruptures dans les comportements d'anticipation. Selon Perotti (1999), il existe un effet non linéaire du déficit sur la croissance économique en fonction du ratio de dette publique. Sutherland (1997), confirme que les effets non linéaires sont fonction du ratio de la dette publique. D'autres auteurs comme Minea et Villieu (2005) et Iwaisako et al (2007) de leur côté identifient les sources de la relation entre le déficit budgétaire et la croissance économique. Pour ces auteurs, les effets non linéaires proviennent de la présence d'équilibre multiples. Ainsi, les déficits budgétaires qui résultent d'une réduction des impôts n'ont pas d'impact sur l'épargne nationale (Barro, 1974).

3. Approche méthodologique

3.1. Modélisation autorégressive non linéaire à retard échelonné en panel

Les fondements théoriques de notre investigation empirique sont constitués des modèles de croissance endogène (Barro 1990; Barro et Sala-i-martin 1992), dont la toile de fond est la conception selon laquelle les externalités relatives aux comportements de consommation et d'épargne ou d'investissement par exemple des agents économiques (de l'État par exemple) peuvent influencer substantiellement sur la dynamique de la production et par conséquent du revenu global. Nous modélisons ce processus de production globale en partant d'une fonction de production néoclassique standard de type Cobb-Douglas ayant les attributs usuels et spécifiée comme suit :

$$Y_{i,t} = A_{i,j} K_{i,t}^{\alpha} H_{i,t}^{\beta} G_{i,t}^{1-\alpha-\beta} \quad 0 < \alpha < 1; \quad 0 < \beta < 1 \quad [1]$$

où Y désigne la fonction de production globale de l'économie ; A , le progrès technique assimilable à la productivité totale des facteurs ; K , le capital physique (aussi bien du secteur privé que du secteur public) ; H , le capital humain ; G la taille de l'État dans l'économie, pouvant être captée par les dépenses publiques totales (ou désagrégées : consommation finale du secteur public, investissement public) ou le revenu total du secteur public (fiscal et non fiscal), et enfin α et β rendant compte de l'élasticité de la fonction de production par rapport aux intrants employés.

Il en découle qu'en ce qui concerne l'État par exemple, toute modification d'un paramètre inhérent au comportement de consommation ou d'investissement de cette entité économique pourrait altérer (du point de vue structurelle) les externalités afférentes et, indirectement, impacter l'activité économique globale. La taille de l'État G étant assimilée dans cet article à l'investissement public nous nous attelons à la détermination de l'effet de ses paramètres lesquels sont entre autres la contrainte budgétaire mesurée par le solde du compte public. La spécification des déterminants de l'investissement public G est donnée par l'équation [2] :

$$G_{i,t} = \Gamma(SB_{i,t}, X_{i,t}) \tag{2}$$

où G désigne l'investissement public, SB le solde du compte public et X , les variables de contrôle. $\Gamma(\cdot)$ est une fonction non linéaire de long-terme dans un premier temps asymétrique dans toutes les variables explicatives et dans un second temps à effet de seuil dans le solde du compte public et linéaire dans les variables de contrôle. Cette spécification non linéaire a pour but de déterminer si la mesure coercitive imposée sur le niveau du solde budgétaire au sein de l'UEMOA est optimale.

Dans l'optique de capter le comportement asymétrique pouvant éventuellement exister dans les données, nous avons adopté comme outil économétrique le modèle autorégressif non linéaire à retard échelonné en panel (*Panel Nonlinear Autoregressive Distributed Lag : PNARDL*) qui constitue la combinaison du modèle *NARDL* en coupes transversales de Shin et al. (2014) et du modèle *ARDL* en panel de Pesaran et al. (1999; 2001). En suivant Munir et Iftikhar (2021) et Tahar et al. (2021) nous avons décomposé les présupposés déterminants de l'investissement public en composantes positives et négatives afin d'appréhender les multiplicateurs de leurs chocs asymétriques (affectant l'un des pays de la zone, dans laquelle les pays sont interdépendants et qui pose le problème de l'utilisation des instruments monétaires et budgétaires pour y faire face). Ainsi, pour une variable explicative quelconque \mathcal{E} la décomposition se fait comme suit :

$$\begin{aligned} \mathcal{E}_{it}^+ &= \sum_{j=1}^t \Delta \mathcal{E}_{it}^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta \mathcal{E}_{it}, 0) \\ \mathcal{E}_{it}^- &= \sum_{j=1}^t \Delta \mathcal{E}_{it}^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta \mathcal{E}_{it}, 0) \end{aligned} \tag{3}$$

À l'issue de ces opérations, suit l'écriture du modèle asymétrique à correction d'erreur qui est présentée par l'équation [4] où $\Delta inv_{pub_{it}}$, représente l'investissement public lequel est constitué de la somme de la formation brute de capital fixe du secteur public et de la variation de stock en capital public ; ζ_i , les effets fixes pays ; $\Lambda_{i,t}$, un vecteur ($k \times 1$) de variables explicatives composé du déficit budgétaire (solde du compte public), du service de la dette publique, des investissements directs étrangers, du capital public (formation brute de capital fixe du secteur public) et du capital privé (formation brute du capital fixe du secteur privé). La composante $ECT_{i,t-1}$ constitue le terme asymétrique à correction d'erreur avec ζ_i rendant compte de la vitesse d'ajustement du modèle à long terme et suit la spécification suivante :

$$ECT_{i,t-1} = \zeta_i inv_{pub_{i,t-1}} - (\beta_i^+ \Lambda_{i,t-1}^+ + \beta_i^- \Lambda_{i,t-1}^-) \tag{4}$$

Δ désigne l'opérateur de différence première, j , le nombre de retard ; i (1,2, ... n), le nombre de pays ; t (1,2 ... T), la dimension temporelle et $\varepsilon_{i,t}$, le terme d'erreur indépendamment et identiquement distribué.

En outre, l'un des avantages des modèles *NARDL* en général et des modèles *PNARDL* en particulier réside dans le fait qu'ils sont beaucoup plus appropriés lorsque les variables d'étude sont intégrées de différents ordres comme c'est le cas de notre présente étude (Munir et Riaz 2019; Munir et Iftikhar 2021; Destek 2021; Tahar et al. 2021).

$$\Delta inv - pub_{i,t} = \zeta_i + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{i,j} \Delta inv - pub_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\delta_{ij}^{'+} \Delta \Lambda_{i,t-j}^{+} + \delta_{i,j}^{'-} \Delta \Lambda_{i,t-j}^{-}) + \theta_i ECT_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad [5]$$

3.2. Modélisation du panel dynamique à effet de seuil et à correction d'erreur

La famille des modèles à seuil observe la spécification suivante :

$$y_{i,t} = \mu_i + x_{i,t}(q_{i,t}; \gamma, c)' \alpha + \varepsilon_{i,t} \quad \text{où } \alpha = (\alpha_1, \alpha_2)' ; \quad [6]$$

$$x_{i,t}(q_{i,t}; \gamma, c) = (x_{i,t}I(q_{i,t} \leq \gamma), x_{i,t}I(q_{i,t} > \gamma))'$$

pour les modèles dont la fonction de transition est une fonction indicatrice $I(\cdot)$ spécifiée comme suit: $I(\cdot) = \begin{cases} 1, & q_{i,t} \leq \gamma \\ 0, & \text{ailleurs} \end{cases}$ ($q_{i,t} > \gamma$), et $x_{i,t}(q_{i,t}; \gamma, c) = x_{i,t}g(q_{i,t}; \gamma, c)$ pour les modèles dont la fonction de transition $g(\cdot)$ est une fonction continue de type logistique bornée entre 0 et 1. En suivant Akram et Rath (2020); Asimakopoulos et Karavias (2016); Égert (2015); Hajamini et Falahi (2018) et, enfin, Olaoye et al. (2020), le modèle à seuil à fonction de transition de type indicatrice est retenu pour la présente recherche ; de faire un succinct tour d'horizon des suggestions d'études antérieures afin de retenir, de ce type de modèle, la spécification économétrique adéquate pour notre investigation empirique.

Le modèle de Hansen (1999) spécifié comme suit : $y_{i,t} = \phi_i + \beta_1 x_{i,t}I(q_{i,t} \leq \gamma) + \beta_2 x_{i,t}I(q_{i,t} > \gamma) + e_{i,t}$, paraît moins indiqué pour cette étude car d'après Oulton (2016), il est fort probable que la performance macroéconomique d'une économie donnée et, par conséquent, de sa capacité de financement exhibe une forte persistance. Ce qui implique que la performance macroéconomique courante dépend en majeure partie de ses valeurs passées (celle de la période précédente du moins) appelant ainsi à une spécification dynamique à laquelle le modèle de Hansen (1999) n'est pas adapté. En outre, bien que prenant en compte l'éventuelle nature endogène des variables explicatives, le modèle économétrique de Caner et Hansen (2004) n'est pas non plus approprié en ce qu'il ne suit pas une spécification de panel. Il est dès lors justifié de retenir, pour notre investigation empirique, le modèle de panel dynamique à effet de seuil développé par Kremer et al. (2013) et spécifié comme suit :

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta_1' z_{i,t} I(q_{i,t} \leq \gamma) + \beta_2' z_{i,t} I(q_{i,t} > \gamma) + \varepsilon_{i,t} \quad [7]$$

où les indices $i = 1, \dots, n$ représentent la dimension spatiale et $t = 1, \dots, T$, la dimension temporelle. μ_i constitue l'effet fixe de l'espace i , et $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur, supposé indépendamment et identiquement distribué suivant la loi normale centrée. $I(\cdot)$ est une fonction indicatrice indiquant le régime défini par la variable de seuil $q_{i,t}$ et le paramètre de seuil γ . $z_{i,t}$ est un vecteur de dimension m de variables explicatives contenant

éventuellement au moins une variable retardée de la variable dépendante $y_{i,t}$ ainsi que d'autres variables endogènes ; ces variables explicatives sont partitionnées en variables exogènes ($z_{1i,t}$, éventuellement augmentées des variables instrumentales $x_{1i,t}$), donc non corrélées avec le terme d'erreur et en variables endogènes ($z_{2i,t}$), corrélées avec le terme d'erreur.

Kremer et al. (2013) ont suggéré l'estimation de l'équation [7] au moyen de la Méthode des Moments Généralisés (MMG), ceci implique donc l'impératif de l'élimination des effets fixes individuels dans l'équation [7] par l'emploi, sur cette dernière, de la « transformation orthogonale de l'écart en avant » (*Forward Orthogonal Deviation Transformation*) comme recommandé par Arellano et Bover (1995). Cette technique, d'après Kremer et al. (2013), se distingue en ce qu'elle permet de garantir la non corrélation sérielle des termes d'erreur transformés puisqu'au lieu de soustraire l'observation précédente de l'observation contemporaine (différence première) ou la moyenne de chaque observation (transformation interne), elle soustrait la moyenne de toutes les observations futures disponibles d'une variable. On obtient à l'issue de cette procédure la spécification suivante :

$$y_{i,t}^* = \beta_1' z_{i,t}^* I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' z_{i,t}^* I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{i,t}^* \tag{8}$$

Dans l'équation [8] les variables avec astérisque sont des transformées de leurs correspondantes dans l'équation [7]. La forme explicite de la transformée du terme d'erreur, par exemple, est la suivante :

$$\varepsilon_{i,t}^* = \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}} \left[\varepsilon_{i,t} - \frac{1}{T-t} \varepsilon_{i,(t+1)} + \dots + \varepsilon_{i,T} \right], \quad t=1, \dots, T-1 \tag{9}$$

Cette transformation n'altère pas la nature homoscédastique du terme d'erreur puisqu'on a :

$$Var(\varepsilon_{i,t}) = \sigma^2 I_T \Rightarrow Var(\varepsilon_{i,t}^*) = \sigma^2 I_{T-1} \tag{10}$$

Le processus d'estimation suggéré par Kremer et al. (2013) se décline comme suit :

- (1) estimer les variables endogènes $z_{2i,t}$ par une régression sur les variables instrumentales x_{it} et remplacer ces variables endogènes z_{2it} dans l'équation structurelle par leurs valeurs estimées $\hat{z}_{2i,t}$.
- (2) estimer la nouvelle équation ainsi obtenue par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) pour un ensemble de valeurs données du paramètre de seuil γ et retenir comme optimale la valeur de γ qui minimise la somme des carrés résiduels $S(\gamma)$: $\hat{\gamma} = \operatorname{argmin}_n S_n(\gamma)$.
- (3) estimer les coefficients des pentes des variables explicatives à partir de la MMG sur la base des variables instrumentales et du paramètre du seuil estimé $\hat{\gamma}$.

Les valeurs critiques déterminant l'intervalle de confiance α sont données par l'ensemble Γ défini comme suit :

$$\Gamma =: \{\gamma: LR(\gamma) \leq C(\alpha)\} \quad [11]$$

Où $(C(\alpha) = -2 \log(1 - \sqrt{1 - \alpha}))$ est le α centile de la distribution asymptotique de la statistique du ratio du maximum de vraisemblance $LR(\gamma)$ donnée par :

$$LR(\gamma) = \frac{n[S(\gamma) - S(\hat{\gamma})]}{S(\hat{\gamma})} \quad [12]$$

Le cadre théorique du modèle de panel dynamique à effet de seuil étant présenté, nous entamons dans les prochaines lignes les processus conduisant aux résultats de la recherche. Eu égard à tout ce qui précède, nous spécifions le modèle empirique suivant :

$$\begin{aligned} inv_pub_{i,t} = & \mu_i + \varphi inv_pub_{i,t-1} + \theta_1 deficit_pub_{i,t} \bullet I(deficit_pub_{i,t} \leq \gamma) \\ & + \theta_2 deficit_pub_{i,t} \bullet I(deficit_pub_{i,t} > \gamma) + z_{i,t} \psi' + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad [13]$$

où, les variables d'intérêt sont décrites dans le tableau 1. Z représente ici le vecteur des variables exogènes autres que les variables d'intérêt exogènes. Par ailleurs, nous avons dans l'estimation du modèle [13], conformément à Arellano et Bover (1995), utilisé comme instruments les valeurs retardées de la variable dépendante $(inv_pub_{i,t-2}, inv_pub_{i,t-3}, \dots, inv_pub_{i,t-p})$. Toutefois, comme le souligne Roodman (2009), l'indélicat usage des instruments peut altérer la qualité des estimations du fait de l'existence d'un compromis efficacité/biais, toute chose qui appelle à l'emploi des tests appropriés pour s'assurer de la robustesse des résultats d'estimations en l'occurrence dans les échantillons de taille modeste.

La technique d'estimation utilisée dans le cadre de cet papier est la Méthode des Moments Généralisés (MMG) en système (Arellano et Bover 1995; Blundell et Bond 1998; Blundell et al. 2000) afin de bénéficier des avantages que ce dernier a sur la MMG en différence première développé par Arellano et Bond (1988). L'équation [13] constitue le modèle de panel dynamique à effet de seuil quadratique des déficits publics sur les investissements publics.

Les résultats du test de cointégration présentés dans le tableau 6 montrent l'existence d'une relation de long terme stable entre les variables d'étude, nous avons, en suivant Béreau et al. (2010), Jawadi et al. (2019) et, Chen et al. (2020), procédé à la réécriture du modèle de panel dynamique à effet de seuil formalisé par l'équation [13] pour aboutir à un modèle de panel dynamique à effet de seuil et à correction d'erreur formalisé par l'équation [14] :

$$\Delta inv_pub_{i,t} = \mu_i + \varphi \Delta inv_pub_{i,t-1} + \theta_1 deficit_pub_{i,t-1} \bullet I(deficit_pub_{i,t-1} \leq \gamma) + \theta_2 deficit_pub_{i,t-1} \bullet I(deficit_pub_{i,t-1} > \gamma) + \Delta z_{it} \psi' + \delta ECT_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad [14]$$

Où Δ désigne l'opérateur de différence première et $ECT_{i,t-1}$, un vecteur de variables constitué de la valeur retardée d'une période de la variable dépendante en niveau ($inv_pub_{i,t-1}$) ainsi que des variables explicatives également prises en niveau et retardées d'une période afin de capter leur comportement (multiplicateur) de long terme.

En somme, le premier modèle empirique basé sur une spécification économétrique susceptible de capter les multiplicateurs asymétriques de court-terme ainsi que de long terme des variables explicatives est donné par l'équation [5] et le deuxième modèle empirique basé sur une formalisation économétrique à même de capter les chocs de court-terme, les ajustements de long terme ainsi que les éventuels comportements de seuil des variables choisies est donné par l'équation [14].

3.3. Présentation des données et analyses empiriques préliminaires

Les données utilisées couvrent les huit (08) pays de l'UEMOA, sur la période de 1990 à 2019. Le tableau 1 résume les principales informations relatives aux variables d'étude. L'investissement du gouvernement central, la variable dépendante, est utilisé ici pour capter l'investissement du secteur public dans les économies observées. Étant donné que l'une des règles constituant les critères de convergence de la zone UEMOA est l'obligance pour les pays membres de ne pas enregistrer des déficits publics dépassant 3 % du PIB, il est donc pertinent, puisque ce taux de déficit public *de jure* peut constituer une contrainte substantielle pour l'investissement public, de déterminer le niveau optimal du déficit public effectivement *de facto*. Outre le niveau du déficit public qui constitue la variable d'intérêt, nous avons intégré des variables supplémentaires à l'instar du capital public entendu comme la formation brute du capital fixe du secteur public.

De plus, dans la mesure où la dette souveraine est susceptible de contraindre substantiellement le budget de l'État, nous avons, afin de tenir compte de cette éventualité en intégrant dans cette analyse une variable qui capte la dynamique du service de la dette. L'implication, dans l'analyse, de l'investissement privé est faite en suivant King et Levine (1994) et Bah et Kpogon (2020), et, celle des investissements directs étrangers (IDE) est faite en s'inspirant des travaux de Moralles et Moreno (2020), Siddharthan et Narayanan (2020) et de Boly et al. (2020).

Tableau 1 : Principales informations sur les variables d'étude

Variables	Définition et description	Source des données
inv_pub	Investissement public % du PIB	WDI, 2020)
deficit_pub	Déficit budgétaire en proportion du PIB, $(\frac{recettes - dépenses}{pib} * 100)$	Fonds Monétaire International (FMI, 2021)
det_pub	Service de la dette publique totale constitué en paiement en nature ou en espèce du principal et des intérêts de la dette publique totale exprimé en % du PIB.	WDI, 2020
k_pub	Formation brute du capital fixe du secteur public est calculer par formule suivante : $fbcf_{pub} = fbcf_{total\ en\ \% \ pib} - fbcf_{privé\ en\ \% \ pib}$	WDI, 2020
Ide	Entrée nette des investissements directs étrangers en proportion du revenu national brut.	WDI, 2020
inv_priv	Investissement du secteur privé en % du PIB.	FMI, 2021

Source : Auteur

L'analyse descriptive des différentes variables est succinctement présentée par le tableau 2. Elle s'articule autour des statistiques descriptives ainsi que de la matrice de corrélation. La moyenne des déficits publics au sein de l'UEMOA au cours de la période 1990-2019 est -1,73% du PIB, laquelle, respecte globalement le seuil du niveau de déficit public *de jure* établi dans la zone. En moyenne les pays de l'Union affectent 4,79% du PIB au financement des dépenses publiques structurelles c'est-à-dire aux investissements publics. Par ailleurs, en ce qui concerne les résultats exposés par la matrice de corrélation, on dénote une corrélation négative entre l'investissement public et le service de la dette publique d'une part et, le solde public d'autre part, et, cette dernière est beaucoup plus substantielle et beaucoup plus significative.

Tableau 2. Statistiques descriptives des variables : 1990-2019

	inv_pub	deficit_pub	det_pub	ide	k_pub	k_priv
N	240	240	240	240	240	240
Mean	4,791	-1,733	50,536	1,745	6,881	11,990
Std. Dev	2,609	3,718	33,825	2,200	5,567	4,230
Min	0,036	-8,774	0,071	-2,545	0,016	3,546
Max	13,022	31,045	217,139	18,818	23,483	27,758

Note : N, Mean, Std.Dev, min, max désignent respectivement la taille de l'échantillon, la moyenne, la dispersion standard, le minimum, le maximum.

Source : Auteur

Tableau 3. Matrice de corrélation des variables : 1990-2019

	inv_pub	deficit_pub	det_pub	ide	k_pub	k_priv
inv_pub	1					
deficit_pub	-0,36***	1				
det_pub	-0,18**	0,01	1			
Ide	0,02	-0,07	-0,13*	1		
k_pub	0,26***	-0,19**	-0,32***	0,12	1	
k_priv	0,13*	-0,16*	-0,38***	0,33***	0,45***	1

Note : les signes *, ** et *** expriment respectivement une significativité de 10%, 5%, et 1%.

Source : Auteur

Aux tests de stationnarité il est judicieux de procéder le test d'indépendance des coupes transversales en panel de Pesaran (2021) pour vérifier si les tests de racine unitaire de première génération sont adéquats en cas d'indépendance ou s'il y a nécessité d'employer les tests de seconde génération en cas de dépendance pour la détermination de l'ordre d'intégration des variables d'étude. Le choix de ce test s'explique par sa puissance relative par rapport à celle des tests antérieurs tel que le test de la dépendance des coupes transversales du multiplicateur de Lagrange (LM test) de Breusch et Pagan (1980) (Baltagi et al. (2012). Les résultats exposés dans le tableau 4 concluent à l'impossibilité du rejet de l'hypothèse d'indépendance des coupes transversales. Il en découle que les 8 pays membres de l'UEMOA ont des cycles économiques indépendants. Ceci peut s'expliquer par le fait que, bien que les huit pays membres ont en partage une monnaie unique et donc la politique monétaire, il n'existe à ce jour, aucune politique macroéconomique systématique à l'échelle sous-régionale susceptible d'entraîner une corrélation mieux, la synchronisation des cycles d'affaires. Il en ressort par conséquent que les tests de stationnarité de première génération sont à même de déterminer l'ordre d'intégration des différentes variables, lesquels ordres d'intégration sont nécessaires pour savoir s'il y a lieu de procéder au test de cointégration.

Tableau 4. Test de dépendance transversale en panel de Pesaran (2021)

Critère de rejet	Valeur
Z	0,205
p-value	0,837
Hypothèse alternative : Dépendance des coupes transversales	

Source : Auteur

4. Résultats de l'analyse empirique

4.1. Résultats du test de stationnarité des variables

Le tableau 5 résume les résultats des tests réalisés avec constante uniquement et le tableau 6, ceux relatifs aux tests réalisés avec constante et tendance linéaire. Aux conclusions de ces deux groupes de tests inscrites à la dernière ligne du tableau 6 qu'exceptée la série relative au service de la dette publique laquelle est intégrée d'ordre 1, toutes les séries sont intégrées d'ordre 0 c'est-à-dire en niveau. Étant donné que toutes les séries ne sont pas intégrées d'ordre zéro, il s'avère indispensable de procéder à un

test de cointégration pour déterminer s'il existe une relation de long-terme stable entre elles. Nous avons retenu pour notre analyse de cointégration le test de Kao (1999) et de Kao et Chiang (2000) ainsi celui de Pedroni (2004).

Tableau 5. Test de stationnarité en panel avec constante

	inv_pub	deficit_pub	det_pub	ide	k_pub	k_priv
LLC						
Niveau	-3,924***	-6,476***	-0,753	-3,820***	-1,297*	-1,113
Δ	-13,735***	-17,981***	-10,891***	-17,628***	-10,650***	-1,856**
IPS						
Niveau	-4,855***	-6,489***	-1,006	-4,535***	-0,869	-3,157***
Δ	-14,650***	-17,314***	-11,575***	-17,965***	-16,059***	-12,752***
ADF-FISHER						
Niveau	58,470***	78,097***	21,234	52,193***	31,461**	49,452***
Δ	173,379***	202,191***	133,522***	204,965***	263,854***	150,579***
PP-FISHER						
Niveau	57,433***	78,556***	21,573	45,643***	51,604***	24,867*
Δ	238,969***	208,698***	144,396***	190,997***	208,946***	179,456***

Note : Δ désigne l'opérateur de différence première. Les signes *, ** et *** expriment respectivement une significativité de 10%, 5%, et 1%.

Source : Auteur

Tableau 6. Test de stationnarité en panel : constante et trend

	inv_pub	deficit_pub	det_pub	ide	k_pub	k_priv
LLC						
Niveau	-4,754***	-7,889***	0,373	-3,518***	-2,009**	7,931
Δ	-10,950***	-15,468***	-9,343***	-13,320***	-7,780***	-9,329***
IPS						
Niveau	-4,554***	-6,779***	-0,285	-5,212***	-4,569***	-3,199***
Δ	-12,742***	-15,595***	-10,421***	-15,292***	-8,950***	-10,480***
ADF-FISHER						
Niveau	49,025***	72,264***	22,259	55,703***	84,294***	43,534***
Δ	140,653***	180,988***	109,583***	179,139***	100,717***	114,530***
PP-FISHER						
Niveau	47,993***	68,462***	14,100	50,024***	61,802***	20,179
Δ	826,336***	2 998,572***	184,161***	785,372***	666,248***	184,009***
I(k)	0	0	1	0	0	0

Note : Δ et I(k) désignent respectivement l'opérateur de différence première et l'ordre d'intégration. Les signes *, ** et *** expriment respectivement une significativité de 10%, 5%, et 1%.

Source : Auteur

4.2. Résultats du test de cointégration en panel

Les résultats du test de cointégration des variables retenues pour l'investigation empirique présentés par le tableau 7 attestent globalement, le rejet de l'hypothèse de l'inexistence d'une relation de cointégration. L'existence et la stabilité d'une relation de long-terme étant ainsi établie entre les variables, il en vient à présent de tester des hypothèses de recherche notamment le fait que le solde budgétaire (déficit public) exerce

un effet non linéaire (effet asymétrique et effet seuil) sur l'investissement public au sein de l'UEMOA.

Tableau 7 : Tests de cointégration en panel

<i>Panel A : Test de Pedroni (2004)</i>				
	Within dimensions (Common coefficients)			
	t-stat	Prob.	Weighted	
			t-stat	Prob.
Panel ν -stat	1,220	0,111	-0,910	0,818
Panel σ -stat	0,530	0,702	0,503	0,692
Panel PP-stat	-1,521*	0,064	-2,397***	0,008
Panel ADF-stat	-1,620*	0,052	-2,391***	0,008
	Between dimensions (Individual coefficients)			
	t-stat	Prob.		
Group σ -stat	1,899	0,971		
Group PP-stat	-3,082***	0,001		
Group ADF-stat	-2,575***	0,005		
<i>Panel B: Test de Kao (1999) et de Kao et Chiang (2000)</i>				
Critère de rejet				Valeur
ADF t-statistic				-4,255***
P-value				0,0000
Hypothèse nulle : Absence d'une relation de cointégration				
Note : Le critère d'information de Schwarz a été employé pour la détermination du nombre de retards optimal. Les signes * ; ** et *** expriment respectivement une significativité de 10%, 5 % et 1%.				

Source : Auteur

4.3. Analyse des résultats et suggestions de politiques

Les résultats du tableau 8 révèlent entre autres qu'il existe une relation causale unidirectionnelle entre le solde budgétaire et l'investissement public dont le sens de causalité va du solde budgétaire vers l'investissement public.

Tableau 8 : Résultats du test de causalité en panel de Dumitrescu et Hurlin (2012)

Hypothèse nulle : Absence de causalité	W statistic	Z bar statistic	P-value
deficit_pub → inv_pub	4,690***	2,933	0,0034
inv_pub → deficit_pub	2,145	-0,053	0,9575
det_pub → inv_pub	2,810	0,727	0,4667
inv_pub → _det_pub	2,257	0,078	0,9375
k_priv → inv_pub	5,957***	4,420	0,00001
inv_pub → k_priv	5,246***	3,586	0,0003
k_pub → inv_pub	3,551	1,597	0,1102
inv_pub → k_pub	1,491	-0,820	0,4120
ide → inv_pub	2,682	0,577	0,5638
inv_pub → ide	3,284	1,283	0,1993

Note : Le signe *, ** et *** exprime une significativité au seuil de 10%, 5% et 1%.

Source : Auteur

Une relation causale entre le solde budgétaire (déficit budgétaire) et l'investissement public ainsi que son sens de causalité ayant été donc établie, il importe, conformément à notre objectif de recherche, de déterminer s'il existe également une relation non linéaire entre le solde budgétaire et l'investissement public. La première évidence empirique de l'existence d'une relation non linéaire est produite par les résultats (voir tableau 9) issus de l'estimation du modèle asymétrique du *Pooled Mean Group* (voir équation [4]). D'après ces résultats, à court terme, les chocs positifs comme négatifs dans le solde du budget de l'État n'a pas d'effet sur l'investissement public. En ce qui concerne les variables de contrôle, seul le choc négatif dans le montant du service de la dette public exerce un effet (négatif) sur l'investissement public. À long terme par contre, les chocs positifs et négatifs, en moyenne, impactent de manière néfaste l'investissement public avec un effet beaucoup plus sévère dans le cas des chocs positifs que dans celui des chocs négatifs.

Par ailleurs, il faut relever que comparativement à la dynamique de court terme, à long terme les chocs négatifs dans le montant du service de la dette n'ont pas d'effet sur l'investissement public, par contre, les chocs positifs se révèlent bénéfiques. Pour ce qui est des autres variables de contrôle, les chocs asymétriques, d'une part des investissements directs étrangers (IDE) ainsi que du capital public impactent positivement l'investissement public et, d'autre part, du capital privé impactent négativement l'investissement public de magnitude différente. Dans le premier cas, les chocs positifs dans le volume des IDE et les chocs négatifs dans le montant du capital public s'avèrent beaucoup plus bénéfiques pour l'investissement public ; dans le second cas, ce sont les chocs positifs dans le volume du capital privé qui se révèlent être un moindre mal pour l'investissement public.

En outre, le signe négatif du coefficient de la vitesse d'ajustement est de -0,47 à l'équilibre de long terme, ce qui justifie par le choix de la modélisation empirique fondée sur la spécification à correction d'erreur en conséquence de la découverte de l'existence d'une relation de cointégration entre les variables de l'étude. En effet, toute déviation (à

court terme) du niveau d'investissement public de sa valeur structurelle est corrigée à hauteur de 47,47 % au bout de 2 ans et 1 mois environ.

Tableau 9 : Résultats de l'estimation du modèle autorégressif non linéaire à retard échelonné en panel

Variables impliquées	Coefficients
<i>Dynamiques de court-terme</i>	
$\Delta deficit_pub_{i,t}^+$	-0,140
$\Delta deficit_pub_{i,t}^-$	-0,027
$\Delta det_pub_{i,t}^+$	0,048
$\Delta det_pub_{i,t}^-$	-0,047*
$\Delta ide_{i,t}^+$	0,113
$\Delta ide_{i,t}^-$	-0,379
$\Delta k_pub_{i,t}^+$	-0,329
$\Delta k_pub_{i,t}^-$	0,094
$\Delta k_priv_{i,t}^+$	-0,230
$\Delta k_priv_{i,t}^-$	-0,147
_cons	2,633***
<i>Ajustement de long terme</i>	
$ECT_{i,t-1}$	-0,475***
$deficit_pub_{i,t-1}^+$	-0,288***
$deficit_pub_{i,t-1}^-$	-0,284***
$det_pub_{i,t-1}^+$	0,021***
$det_pub_{i,t-1}^-$	-0,006
$ide_{i,t-1}^+$	0,308***
$ide_{i,t-1}^-$	0,304***
$k_pub_{i,t-1}^+$	0,280***
$k_pub_{i,t-1}^-$	0,916***
$k_priv_{i,t-1}^+$	-0,103*
$k_priv_{i,t-1}^-$	-0,125*
Nombre de pays	08
Nombre d'observations	232
Log Likelihood	-295,302

Note : Les signes *, ** et *** expriment respectivement une significativité de 10%, 5% et 1%.

Source : Auteur

La deuxième évidence empirique de l'existence d'une relation non linéaire est produite par les résultats (voir tableau 10) issus de l'estimation du modèle de panel dynamique à effet de seuil et à correction d'erreur (voir équation [12]). Il résulte de l'observation du tableau 10 que le seuil optimal du solde du budget public se situe à -2,785% du PIB, une valeur sensiblement proche du seuil optimal *de jure* imposée dans la zone UEMOA en qualité de critère de convergence des huit économies ouest-africaines. En effet, en deçà du seuil optimal estimé (-2,785) jusqu'à la valeur de -4,574% du PIB, le solde du compte public exerce un effet positif sur l'investissement public ; par contre, au-delà de ce seuil

jusqu'à une valeur de 0,184% du PIB, le solde du compte de l'État nuit à l'investissement public. Il s'établit que, dans l'intervalle de confiance du seuil optimal du solde budgétaire de l'État ainsi estimé. Toute augmentation de ce solde au-delà de la valeur optimale fait diminuer l'investissement public. Toute diminution de ce solde en deçà de sa valeur optimale fait augmenter la capacité d'investissement de l'État.

En ce qui concerne les variables de contrôle, à court terme comme à long terme le service de la dette ainsi que le capital public impactent positivement l'investissement public ; les IDE ont un effet négatif sur l'investissement public. L'investissement public est financé par les recettes publiques et par les IDE. Lorsque les Etats font recours beaucoup plus aux recettes publiques pour financer leur investissement, la part des IDE dans le financement des investissements publics diminue, ce qui fait que son effet sur l'investissement publique devient négatif. Par contre, l'investissement privé, sans effet sur l'investissement public à court terme s'avère lui être bénéfique à long terme. En outre, le coefficient d'ajustement de l'investissement public (-0,438) à sa valeur structurelle est significatif au seuil de 1% et a le signe attendu. Il s'ensuit que toute déviation du niveau d'investissement public de sa valeur de long terme est résorbée à hauteur de 43,89% au bout de 2 ans et 2 mois environ.

Tableau 10 : Résultats de l'estimation du modèle de panel dynamique à effet de seuil et à correction d'erreur

Variables impliquées	Coefficients
<i>Estimation du seuil</i>	
$\hat{\gamma}$	-2,785
90% CI	[-4,574 ; 0,184]
<i>Variables du régime</i>	
$deficit_pub_{i,t-1}I(deficit_pub_{i,t-1} \leq \gamma)$	0,101*
$deficit_pub_{i,t-1}I(deficit_pub_{i,t-1} > \gamma)$	-0,070**
<i>Chocs de court-terme</i>	
$\Delta inv_pub_{i,t-1}$	-0,085
$\Delta det_pub_{i,t}$	0,008***
$\Delta ide_{i,t}$	-0,143**
$\Delta k_pub_{i,t}$	0,226**
$\Delta k_priv_{i,t}$	0,066
<i>Ajustements de long terme</i>	
$ECT_{i,t-1}$	-0,438***
$det_pub_{i,t-1}$	0,009***
$ide_{i,t-1}$	-0,074
$k_pub_{i,t-1}$	0,139***
$k_priv_{i,t-1}$	0,135**
Statistique de Wald	46,90***
Nombre de pays	8
Nombre d'observations	216

Note : CI est mis pour intervalle de confiance. Les signes * ; ** et *** expriment respectivement une significativité de 10%, 5 % et 1%.

Source : Auteur

Le constat général qui se dégage des résultats présentés par les tableaux 9 et 10 est que tout excédent budgétaire de l'État entrave, s'il n'est pas sans effet, la capacité d'investissement du secteur public. En outre, le montant optimal du solde du compte public estimé dans la présente étude (-2,78) ne s'écarte pas substantiellement du seuil estimé par Amadou et Kebalo (2019) (-4,74) dans le cadre de la détermination du niveau optimal du déficit public pour la croissance économique au sein de la CEDEAO (Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest) sur la période 2007-2016.

La différence sensible entre ces deuils peut s'expliquer par une différence dans la dimension spatio-temporelle couverte et éventuellement des variables impliquées mais adoptée, laquelle est dynamique dans notre étude, pour se conformer aux suggestions de Oulton (2016), et statique dans les travaux de Amadou et Kebalo (2019).

La première implication politique qui découle de nos résultats est que la consolidation budgétaire, bien qu'étant traditionnellement conseillée parce qu'ayant fait ses preuves sous d'autres cieux s'avère pourtant ne pas être une politique adéquate au sein de la zone UEMOA puisque le solde budgétaire (non strictement) positif s'il ne nuit pas à l'accumulation de l'investissement public se révèle être sans effet sur ce dernier.

En outre, étant donné que toute augmentation du solde du compte public vers -4,574 % du PIB dépassant le seuil de -2,785 % du PIB a un impact négatif sur l'investissement, tout déficit public au-dessus de 2,785% du PIB n'est pas souhaitable pour les économies de la zone. Par ailleurs, dans la mesure où le déficit public optimal *de jure* (3% du PIB) de l'organisation sous-régionale étudiée se situe dans la zone où le déficit public constitue un levier à l'accumulation du capital public celui-ci peut s'assimiler à un déficit public optimal *de facto*. Néanmoins, étant donné qu'au-delà de 3% du PIB jusqu'à la valeur de -4,57% du PIB le déficit public participe à la mobilisation du capital public, les économies de l'UEMOA pourrait sans grand risque augmenter leur déficit public jusqu'à cette valeur plancher.

5. Conclusion

Le seuil du déficit public de 3% du PIB arbitrairement établi dans la zone UEMOA comme critère de convergence des économies concernées et dont l'observation constitue un pacte de stabilité de la monnaie commune, est habituellement perçu, comme c'est le cas dans les autres zones monétaires (zone Euro notamment), en tant que contrainte substantielle du budget du secteur public dans son effort à la participation de l'accumulation du capital nécessaire à la croissance économique. Il s'avère donc primordial de déterminer si ce seuil du déficit public *de jure* l'est *de facto* sinon chercher et établir (pourvu qu'il existe) le seuil optimal effectif du déficit public.

À l'issue de l'estimation de nos deux modèles non linéaires notamment du modèle asymétrique à retard échelonné en panel (Shin et al. 2014; Pesaran et al. 1999; 2001; Munir et Iftikhar 2021; Tahar et al. 2021) ainsi que du modèle de panel dynamique à effet de seuil et à correction d'erreur (Kremer et al. 2013; Jawadi et al. 2019; Chen et al. 2020) il apparaît que le niveau du déficit public optimal dans la zone UEMOA sur la période d'étude (1996-2019) est de -2,785% du PIB. En outre, en deçà de ce seuil jusqu'à la valeur de -4,57% du PIB le déficit public constitue un levier à l'accumulation du capital public, par contre, au-delà de ce seuil jusqu'à la valeur plafond de +0,18% du

PIB le solde du compte public contraint la participation publique à l'accumulation du capital au sein de la zone UEMOA. Les suggestions de politiques économiques qui dérivent de ces résultats est qu'il y a possibilité pour une économie de la zone en besoin de financement de ses dépenses structurelles de procéder à un déficit budgétaire jusqu'à la valeur plancher de 4,57% du PIB s'affranchissant ainsi peu ou prou de la règle, bien que sensiblement optimale, des 3% du PIB érigée en critère de convergence.

6. Références Bibliographiques

- Akram, V., Rath B. (2020). Optimum government size and economic growth in case of Indian states: Evidence from panel threshold model. *Economic Modelling* 88 (September): 151-62.
- Amadou, A., Kebalo, L. (2020). Monnaie unique de la CEDEAO : la norme budgétaire proposée est-elle pro-croissance ? Les Cahiers du Cread, vol. 35 - n° 03 - 201
- Arellano, M., Bond S., (1988). Dynamic panel data estimation using DPD. *working paper series*, no 88.
- Arellano, M., Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, vol. 68(1), p 29-51, July.
- Asimakopoulou, S., Karavias, Y., (2016). The impact of government size on economic growth: A threshold analysis. *Economics Letters*, vol. 139(C), pages 65-68.
- Bah, M., Kpognon K., (2020). Public investment and economic growth in ECOWAS countries: Does governance Matter? *African Journal of Science, Technology, Innovation and Development*: 1-14.
- Baltagi, B. H., Feng, Q., Kao, C., (2012). A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics*, vol. 170(1), pages 164-177.
- Barro, R. J., (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy* 82(6): 1095-1117.
- Barro, R. J., (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth, *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 98(5), pages 103-126, October.
- Barro, R. J., and X. Sala-i-Martin, (1992). Public finance in models of economic growth, *Review of Economic Studies* 59, 645-661
- BCEAO (2022). Rapport sur la Politique Monétaire - Mars 2022
- Béreau, S., Villavicencio, A. L., Mignon V., (2010). Nonlinear adjustment of the real exchange rate towards its equilibrium value: A panel smooth transition error correction modelling. *Economic Modelling* 27 (1): 404-16.
- Bertola, G., Drazen, A. (1993). Trigger Points and budget cuts: explaining the effects of fiscal Austerity. *American economic Review*, 83, p. 11-26.
- Blanchard, O.J. (1990). Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries: Comment. *NBER Macroeconomics Annual*, 5 (1990), 111-116.
- Blundell, R., Bond, S., Windmeijer, F., (2000). Estimation in dynamic panel data models: Improving on the performance of the standard GMM estimator. *Advances in Econometrics* 15: 53-91.

- Blundell, R., Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87 (1): 115-43.
- Amadou B., Coulibaly S., Nazindigouba, E. K., (2020). Tax Policy, Foreign Direct Investment and Spillover Effects in Africa 1. *Journal of African Economies* 29 (3): 306-31.
- Breusch, T. S., Pagan, A. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies* 47 (1): 239-53.
- Caner, M., Hansen, B. E., (2004). Instrumental Variable Estimation of A Threshold Model. *Econometric Theory*, Cambridge University Press, vol. 20(5), pages 813-843, October.
- Chen, C., Pinar, M., Stengos, T. (2020). Renewable energy consumption and economic growth nexus: Evidence from a threshold model," *Energy Policy*, vol. 139(C).
- Destek, M. A., (2021). Deindustrialization, reindustrialization and environmental degradation: Evidence from ecological footprint of Turkey. *Journal of Cleaner Production* 296: 126612.
- Égert, B. (2015). Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality? *Journal of Macroeconomics* 43: 226-38.
- Giavazzi F., Pagano M. (1990). can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of Two small european countries. *NBER Macroeconomic Annual* 5, p. 75- 111.
- Hajamini, M., Falahi, M. A. (2018). Economic growth and government size in developed European countries: A panel threshold approach," *Economic Analysis and Policy*, Elsevier, vol. 58(C), pages 1-13.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, vol. 93(2), pages 345-368, December.
- Iwaisako T., Futagami K., Ohdoi R. (2007). debt Policy rule, Productive government spending and Multiple growth Paths. *manuscrit Ritsumeikan university*.
- Jawadi F., Chlibi S., Cheffou A. I., (2019). Computing stock price comovements with a three-regime panel smooth transition error correction model. *Annals of Operations Research*, Springer, vol. 274(1), pages 331-345, March.
- Kao, C., Chiang M-H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics* 15: 179-222.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics* 90 (1): 1-44.
- King, R., Levine, R., (1994). Capital Fundamentalism, Economic Development, and Economic Growth, *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 40, 259-300.
- Kremer, S., Bick A., Nautz, D., (2013). Inflation and growth: new evidence from a dynamic panel threshold analysis, *Empirical Economics*, Springer, vol. 44(2), pages 861-878, April.
- Minea, A., Villieu, P. (2005). Investissement public et effets non linéaires des déficits budgétaires « Dans *Recherches économiques de Louvain* 2009/3 (Vol. 75), pages 281 à 311.

- Morales H. F., Moreno R., (2022). FDI productivity spillovers and absorptive capacity in Brazilian firms: A threshold regression analysis. *International Review of Economics and Finance* 70 (2020) 257–272
- Munir, K., Iftikhar, M. (2021). Asymmetric Impact of FDI and Exchange Rate on Tourism: Evidence from Panel Linear and Nonlinear ARDL Model. *SAGE Open* 11 (3).
- Munir, K., Riaz N. (2019). Energy consumption and environmental quality in South Asia: evidence from panel non-linear ARDL. *Environmental Science and Pollution Research* 26 (28): 29307-15.
- Olaoye, O. O., Eluwole, O. O., Ayesha, A., Afolabi, O. O., (2020). Government spending and economic growth in ECOWAS: An asymmetric analysis. *The Journal of Economic Asymmetries*, Elsevier, vol. 22(C).
- Oulton, N. (2016). The Mystery of TFP. *International Productivity Monitor*, Centre for the Study of Living Standards, vol. 31, pages 68-87, Fall.
- Pedroni P., (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20, 2004, 597–625 Printed in the United States of America.
- Perotti, R. (1999). Fiscal Policy when Things Are going badly. *quarterly Journal of economics*, 64, p. 1399-1436.
- Pesaran, M. H., Shin Y., and Smith R. P.. (1999). Pooled Mean Group Estimation and Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446): 621-634.
- Pesaran, M. H. Shin Y., Smith R. J., (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 16(3), pages 289-326.
- Pesaran, M.H. (2021). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empir Econ* 60, 13–50 (2021). <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>
- Roodman, D. (2009). A Note on the Theme of Too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2009, vol. 71, issue 1, 135-158
- Shin, Y., Yu, B. and Greenwood-Nimmo, M. (2014) Modeling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In: Horrace, W.C. and Sickles, R.C., Eds., *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*, Springer Science & Business Media, New York, 281-314.
- Siddharthan, N. S., Narayanan K. (2020). FDI. *Technology and Innovation. Édité par Siddharthan, et Narayanan. Springer.*
- Sutherland A. (1997). Fiscal crises and Aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal Policy? *Journal of Public economics* 65, p. 147-162.
- Tahar M. B., Slimane, S. B., Ali Houfi, M. (2021). Commodity prices and economic growth in commodity-dependent countries: new evidence from nonlinear and asymmetric analysis. *Resources Policy*, Elsevier, vol. 72(C).
- Tanimoune N. A., Combes, J-L, Plane P. (2008). La politique budgétaire et ses effets de seuil sur l'activité en Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). *Économie & prévision* 2008/5 (n° 186), pages 145 à 162