

Dette Publique Extérieure Et Croissance Economique En République Démocratique Du Congo : Evaluation Et Impacts

¹WAUPENDA MIBENGU Justin, ²MUZINGA WAMALIMBA Mimie, ³KALOMBO EMMANUEL Emmanuel, ⁴KULIHOSHI BUGOYE Jean Petit, ⁵Auguy MBOKAMA SHAMASHANGA

^{1,2,3,4,5} Université Pédagogique Nationale (UPN)

Auteur Correspondant : WAUPENDA MIBENGU Justin



Résumé : Ce papier porte sur la dette publique extérieure et croissance économique en rdc : Evaluation et impact. L'objectif principal de cette étude est d'examiner l'impact de l'endettement extérieur de la RDC sur sa croissance économique. Les résultats de cette étude montrèrent un effet positif de la dette extérieure sur la croissance économique à court terme, légèrement plus important. Par contre à long terme, la dette extérieure a un effet négatif sur la croissance économique. En effet, durant la période analysée, le taux de croissance de l'économie congolaise et celui de la dette extérieure publique ont évolué en sens inverse et avec des amplitudes différentes.

Mots-clés : Dette publique extérieure ; Croissance économique.

Abstract: This paper deals with external public debt and economic growth in the DRC: Evaluation and impact. The main objective of this study is to examine the impact of external debt of the DRC on its economic growth. The results of this study showed a positive effect of external debt on economic growth in the short term, slightly higher. On the other hand, in the long term, external debt has a negative effect on economic growth. Indeed, during the analyzed period, the growth rate of the Congolese economy and that of public external debt evolved in opposite directions and with different amplitudes.

Keywords: External public debt ; Economic growth.

0. Introduction

La relation entre la dette publique extérieure et la croissance économique continue de susciter l'intérêt des décideurs politiques et des universitaires. Cela a permis de relancer le débat sur l'impact de la dette extérieure sur la croissance.

Selon certaines études théoriques, l'endettement a des effets bénéfiques sur le financement d'une économie nationale. Il peut contribuer à réduire la suraccumulation de capital (Diamond, 1965), à faire face aux contraintes de liquidité qui affectent certains agents économiques (Woodford, 1990), et à réduire les pertes associées à la taxation non forfaitaire (Barro, 1979). Il permet de développer les capacités d'intermédiation financière d'une économie (Saint-Paul, 1993), et contribue au financement des dépenses publiques. La littérature théorique suggère que l'emprunt étranger a un impact positif sur l'investissement et la croissance jusqu'à un certain seuil. Au-delà de ce niveau, son impact devient négatif.

La littérature théorique traitant de la relation entre l'encours de la dette extérieure et la croissance (Krugman, 1988) se concentre largement sur les effets négatifs du surendettement, qui peut être défini comme une situation dans laquelle le remboursement anticipé de la dette extérieure est inférieur à la valeur contractuelle de la dette. Si le niveau d'endettement d'un pays dépasse sa capacité de remboursement avec une certaine probabilité dans le futur, le service de la dette attendu est susceptible d'être une fonction croissante de son niveau de production. Ainsi, certains retours sur investissement dans l'économie

nationale sont effectivement "taxés" par les créanciers étrangers existants, et les investissements des investisseurs nationaux et étrangers sont découragés (Clements et al., 2003), ce qui a un impact négatif sur la croissance économique.

Le surendettement réduit l'investissement et la croissance en augmentant l'incertitude. En augmentant le stock de la dette publique, on s'attend à ce que les obligations du service de la dette soient financées par des mesures fiscales (Agénor et al., 1996). Les investisseurs privés potentiels préféreront exercer leur option d'attente (Serven, 1997)). En outre, tout investissement engagé est susceptible d'être détourné vers des activités à rendement rapide plutôt que vers des projets à long terme, à haut risque et irréversibles. L'accumulation rapide de la dette peut s'accompagner d'une fuite croissante des capitaux si le secteur privé craint une dévaluation imminente et/ou une augmentation des impôts (Oks et Sweder, 1995).

Comme l'indique Cohen (1993), la relation entre la valeur nominale de la dette et l'investissement peut être représentée comme une sorte de "courbe de Laffer". Lorsque l'encours de la dette dépasse un seuil, le remboursement anticipé diminue en raison des effets négatifs mentionnés précédemment.

La République Démocratique du Congo, économie classée par la Banque mondiale dans la catégorie des "revenus de classe inférieure", la dette publique ne cesse d'augmenter. En effet, le stock de la seule dette du trésor a évalué à 17% du revenu national brut en 2020, passe de 19% en 2021 (BM, 2022). En intégrant le secteur des institutions et entreprises publiques, l'encours total de la dette extérieure de la République Démocratique du Congo s'est situé à 6,9 milliards de USD en 2020, contre 3.728,9 millions de USD en 2019, soit un niveau soutenable par rapport au seuil d'endettement (BCC, 2019, 2020).

Par ailleurs, les faibles taux de croissance atteints par l'économie congolaise durant la période étudiée et leur volatilité sont souvent attribués à l'importance du niveau de la dette publique. Cette étude cherche à analyser les effets de l'endettement extérieur sur la croissance économique en République Démocratique du Congo. L'objectif de cette étude est d'évaluer l'impact de la dette publique externe sur la croissance économique de la République Démocratique du Congo. Pour tester ces effets, nous utiliserons une méthodologie empirique quantitative basée sur le modèle de régression " ARDL bound testing ". Les estimations portent sur la période 1990-2023.

Pour atteindre l'objectif de cette étude, nous réalisons dans une première section, la spécification du modèle empirique, la présentation de la méthode d'estimation et des variables. Les résultats de l'étude font l'objet de la deuxième section. La dernière section conclut et discute les implications des résultats.

1. Méthodes et procédures empiriques

1.1. Spécifications du modèle

Afin d'évaluer l'impact de la dette extérieure publique sur la croissance économique, nous supposons une fonction de production à rendements d'échelle constants de la forme :

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

Où Y, représente la production globale, K mesure le capital physique, H mesure le capital humain (niveau d'instruction ou éducation), L mesure la main d'œuvre et A saisi la technologie.

Cette spécification est cohérente avec le modèle de croissance de Solow augmenté développé par Mankiw et al. (1992) et avec les travaux de Klenow et Rodriguez-Clare (1997) et de Cohen (1997).

En tenant compte du PIB par habitant et en introduisant le logarithme, l'équation (1) peut être réécrite après une première différenciation comme suit :

$$\ln(y_t) - \ln(y_{t-1}) = \alpha[\ln(k_t) - \ln(k_{t-1})] + \beta[\ln(h_t) - \ln(h_{t-1})] + [\ln(A_t) - \ln(A_{t-1})] \quad (2)$$

L'équation (2) montre la croissance du PIB par habitant (y), expliquée par la contribution de la croissance du capital physique par habitant (k), du capital humain par habitant (h), et de la productivité totale des facteurs (A).

Suivant les modèles de croissance endogène (connus sous le nom de modèles AK) développés par Romer (1986), Lucas (1988) et Pagano (1993), nous utilisons la spécification suivante pour examiner la relation entre la dette extérieure et la croissance économique :

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_t + \beta X_t + \gamma D_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Où $\Delta \ln Y_t$ est la variable dépendante (la première différence logarithmique du PIB par habitant) ;

X_t est l'ensemble des variables explicatives (notamment le logarithme du PIB retardé par habitant, la première différence logarithmique de la formation brute de capital fixe en pourcentage du PIB, l'ouverture commerciale (OUVCOM), le taux d'inflation (INF) ...);

La vecteur D_t comprend la dette (y compris la première différence logarithmique de la dette extérieure en pourcentage du PIB et la première différence logarithmique du service de la dette en pourcentage des exportations de biens, services et flux de revenus) et ; ε_t est le terme d'erreur.

1.2. Présentation de la méthode d'estimation et variables

Les méthodes de cointégration développées par Johansen (1988), Johansen-Juselius (1990), et Pesaran (2001) ainsi que les méthodes ARDL sont utilisées dans la littérature économique pour déterminer empiriquement les relations à court terme (RC) et à long terme (RL) entre les variables. Le modèle ARDL présente certains avantages par rapport aux autres approches de cointégration.

En effet, les méthodes traditionnelles de co-intégration peuvent rencontrer des problèmes d'endogénéité, alors que la méthode ARDL permet de distinguer les variables dépendantes et explicatives et d'éradiquer les problèmes qui peuvent survenir en raison de la présence d'autocorrélation ou d'endogénéité. La méthode ARDL estime les relations RC et RL simultanément et fournit des estimations objectives et efficaces. De plus, l'intérêt d'utiliser cette méthode est qu'elle est basée sur un cadre à équation unique. Il prend également un nombre suffisant de décalages et dirige le processus de génération de données dans un cadre de modélisation général spécifique (Harvey, 1981).

En outre, contrairement à d'autres techniques de co-intégration multivariées telles que Johansen et Juselius (1988), la méthode ARDL permet d'estimer la relation de co-intégration par la méthode des carrés moyens une fois que l'ordre de décalage du modèle est identifié. Le modèle à correction d'erreur (MCE) peut également être dérivé de l'approche ARDL (Sezgin et Yildirim, 2003). Ce modèle fournit des résultats pour les estimations RL alors que les autres techniques de co-intégration traditionnelles ne fournissent pas de telles inférences. De même, le MCE combine les ajustements RC avec l'équilibre RL sans perdre d'information (Pesaran et Shin, 1999).

La forme de base d'un modèle de régression ARDL est :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-p} + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_q x_{t-q} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Où y_t est la variable à expliquer ;

X_t est l'ensemble des variables explicatives et ;

ε_t est un terme aléatoire de "perturbation", dont nous supposons qu'il se comporte "bien" au sens habituel. En particulier, il est indépendant du temps.

L'approche ARDL a également l'avantage de tester l'existence des relations à long terme dans de petits échantillons et permet de tester entre les variables avec différents ordres d'intégration (Senayand Merter, 2010). Sur la base de l'équation (3), la forme ARDL des équations à estimer dans notre modèle est la suivante :

$$\Delta \text{CPIB}_{(t)} = \alpha + \sum_{i=1}^k \mu_{1i} \Delta \text{CPIB}_{(t-i)} + \sum_{i=0}^p \mu_{ki} \Delta X_{(t-i)} + \beta_1 \text{CPIB}_{(t-1)} + \beta_k X_{(t-1)} + \varepsilon_{1(t)} \quad (5)$$

CPIB et X sont respectivement la variable endogène (le taux de croissance économique) et l'ensemble des variables explicatives expliquées ci-dessous. Le paramètre ε représente le terme d'erreur et α la constante.

La relation de long terme entre les variables du modèle, selon l'approche ARDL, existe lorsque nous rejetons l'hypothèse nulle de l'absence de co-intégration ($\theta_1 = \theta_k = 0$). Cette hypothèse est testée par le test de Fisher où la valeur calculée de la statistique est comparée aux valeurs critiques simulées par Pesaran et al. (2001).

Cette étude utilise des données chronologiques annuelles sur le taux de croissance économique (CPIB), la dette extérieure (DETTES), le capital humain (sh : CAPHUM), le stock de capital physique (sk : INVEST), l'indice de perception de la corruption (CORRUP), l'inflation (INF) et l'ouverture au commerce (OUVCOM) pour la période 1990-2021 afin d'examiner la relation entre la dette extérieure et la croissance économique en RDC. Les données ont été collectées à partir de la base de données de la banque mondiale (BM) et Ministère de l'enseignement Primaire, Secondaire et Professionnel.

2. Résultats et discussion

La première étape de l'estimation d'un modèle ARDL est l'analyse de la stationnarité des variables

2.1. Etude de la stationnarité des variables

Des tests de racines unitaires/stationnarité ont été effectués car il s'agit d'une exigence primordiale pour tout test de co-intégration et de causalité en séries chronologiques. Le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) a été utilisé pour établir l'ordre d'intégration [Phillips, P. C., & Perron, P. (1988)]. Ce test est effectué à deux étapes, premièrement nous effectuons le test ADF à niveau pour voir si les variables sont stationnaires ou pas, secondement nous effectuons le test ADF en différence première pour rendre les variables stationnaires qui n'étaient pas stationnaires à niveau.

2.1.1. Test de stationnarité de Dicky-Fuller Augmenté à niveau

Le tableau n°1 présente les résultats des tests de racine unitaire à niveau. En effet, les résultats des tests de racine unitaire montrent que l'ensemble des variables ne sont pas intégrées du même ordre. Les variables taux de croissance du PIB (CPIB), dettes publiques extérieures (DETTES), investissement (INVEST), corruption (CORRUPT) et ouverture commerciale (OUVCOM) ne sont pas stationnaires à niveau. Par contre, le capital humain et l'inflation sont stationnaires à niveau.

Tableau n° 1. Résultats du test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) à niveau

| Tests de la racine unitaire à niveau | | | | |
|---------------------------------------|------------------|------------------------|-------------------------------|------------------|
| Variabes | Statistiques ADF | Valeurs critiques à 5% | P-value de la statistique ADF | Décisions |
| Taux de croissance du PIB (CPIB) | -2.024 | -2.986 | 0.2763 | Non stationnaire |
| Dettes publiques extérieures (DETTES) | -1.108 | -2.989 | 0.7118 | Non stationnaire |
| Investissement (FBCF) | -2.628 | -2.989 | 0.0873 | Non stationnaire |
| Corruption (CORRUPT) | -2.723 | -2.986 | 0.0702 | Non stationnaire |
| Capital humain (CAPHUM) | -4.684 | -2.986 | 0.0001 | Stationnaire |
| Ouverture commerciale (OUVCOM) | -1.063 | -2.986 | 0.7298 | Non stationnaire |
| Taux d'inflation (INF) | -3.072 | -2.986 | 0.0287 | Stationnaire |

Source : Voir annexes 1,2,3,4,5,6 et 7 pour tous les tableaux complets traduisant les résultats de ce test

Cependant, nous passons au test de racine unitaire en différence première pour rendre les variables stationnaires.

2.1.2. Tests de stationnarité de Dicky-Fuller Augmenté en différence première

Le tableau n°2 présente les résultats des tests de stationnarité en différence première avec constante et tendance pour toutes les séries non stationnaires à niveau. Les résultats renseignent que tous les variables non stationnaires à niveau, deviennent stationnaires en différence première.

Tableau n° 2. Résultats du test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) en différence première

| Tests de la racine unitaire en différence première | | | | |
|--|---------------------|------------------------------|-------------------------------------|--------------|
| Variables | Statistiques ADF | Valeurs critiques à 5% | P-value de la statistique ADF | Décisions |
| Taux de croissance du PIB (CPIB) | -5.481 | -2.989 | 0.0000 | Stationnaire |
| Dettes publiques extérieures (DETTES) | -5.014 | -2.989 | 0.0000 | Stationnaire |
| Investissement (FBCF) | -7.063 | -2.989 | 0.0000 | Stationnaire |
| Corruption (CORRUPT) | -4.166 | -2.989 | 0.0008 | Stationnaire |
| Ouverture commerciale (OUVCOM) | -3.805 | -2.989 | 0.0029 | Stationnaire |

Source : Voir annexes 8, 9, 10, 11 et 12 pour tous les tableaux complets traduisant les résultats de ce test.

En bref, l'étude de la stationnarité des variables conclut que les variables CAPHUM et INF sont stationnaires en niveau donc intégrées d'ordre 0 et les autres variables sont intégrées d'ordre 1. Par conséquent, aucune des variables n'est intégrée d'un ordre supérieur à 1. De ces deux caractéristiques, nous déduisons respectivement que pour tester la co-intégration, l'utilisation de l'approche ARDL est possible et qu'elle est la plus appropriée contrairement à l'approche de Johansen.

Pearson et al. (2001) ont établi deux groupes de valeurs critiques. Un groupe suppose que toutes les variables sont d'ordre I (1) tandis que l'autre suppose que toutes sont d'ordre I (0). Cela fournit une bande couvrant toutes les classifications possibles des variables dans I (0) ou I (1) ou même partiellement intégrées.

2.2. Etude de cointégration

Après avoir confirmé que toutes les variables que nous avons choisies sont soit intégrée à niveau I(0) soit intégrée d'ordre 1 I(1) et qu'aucune n'est intégrée d'ordre 2 I(2), la relation à long terme (co-intégration) entre ces variables est déterminée à l'aide d'une des procédures du modèle ARDL appelée « test de cointégration aux bornes, *Bound test en anglais* » développé par Pesaran et al (2001). Cette procédure consiste à estimer un ECM (Modèle à correction d'erreur) non contraint. La première étape du test de co-intégration aux bornes (bound test) du modèle « *ARDL* » consiste à déterminer les retards optimaux pour les différences premières des variables choisies.

2.2.1. Détermination de décalage optimal du modèle ARDL

Le test de sélection des lags ou retards optimaux ou soit décalage optimal a été effectué pour les premières différences des séries. En utilisant le modèle ARDL, nous avons sélectionné le meilleur modèle global parmi les 20 meilleurs modèles ARDL sélectionnés.

Dans notre cas, nous avons choisi un modèle ARDL (1,1,1,2,0,0,0), indiqué dans le tableau n°3.

Tableau n° 3. Résultat de décalage optimal du modèle ARDL

| VARIABLES | CPIB | INVEST | CAPHUM | DETTES | OUVCOM | CORRUPT | INF |
|-------------------|------|--------|--------|--------|--------|---------|-----|
| Nombre de retards | 1 | 1 | 1 | 2 | 0 | 0 | 0 |

Source : Voir annexes 13

Avec ces retards, nous pourrions cependant vérifier l'existence de la relation de cointégration entre les variables du modèle. Notons que, nous nous sommes servis du critère AIC pour déterminer ces retards.

2.2.2. Test de cointégration aux bornes de Pesaran et (2001)

Nous testons la co-intégration entre les variables afin d'établir si elles ont une relation à long terme. D'un point de vue statistique, une relation à long terme implique que les variables évoluent ensemble dans le temps et que les perturbations à court terme découlant de la tendance à long terme sont corrigées. La co-intégration est nécessaire car une ARDL valide requiert la présence d'un ensemble de variables co-intégrées. La méthode ARDL nous permet de tester les relations à court et à long terme entre les variables dépendantes et indépendantes dans un cadre multivarié. Les limites des valeurs critiques sont calculées par des simulations stochastiques utilisant 20 000 répétitions [Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998)]. Les variables sont testées conjointement si elles sont égales à zéro. C'est-à-dire :

H_0 : Ils sont conjointement égaux à zéro.

H_1 : Ils ne sont pas conjointement égaux à zéro.

Une fois la statistique de test calculée, elle est comparée à deux valeurs critiques asymptotiques correspondant aux cas polaires où toutes les variables sont purement I(0) ou purement I(1). Lorsque la statistique de test est inférieure à la valeur critique de la borne inférieure, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée et la co-intégration n'est pas possible. En revanche, lorsque la statistique de test est dans la valeur critique supérieure, l'hypothèse nulle est rejetée et la co-intégration est effectivement possible. Par contre, si la statistique de test se situe entre les valeurs critiques inférieure et supérieure, les résultats du test ne sont pas concluants et la connaissance du rang de co-intégration est nécessaire pour poursuivre.

Le critère d'information d'Akaike a été utilisé pour déterminer la longueur de retard appropriée pour les équations ARDL estimées. Cette méthode a été choisie parce qu'elle tend à sur-ajuster le modèle d'intérêt, étant donné que la longueur optimale des retards pour le modèle de croissance est de 2 retards maximum. La longueur optimale du décalage est choisie en fonction du nombre de régresseurs dynamiques inclus dans le modèle et de la taille de l'échantillon. Les critères de sélection de la longueur de lag optimale sont basés sur l'AIC le plus bas obtenu. Pour cette équation de croissance, le modèle ARDL optimal sélectionné est le modèle ARDL (1,1,1,2,0,0,0) avec constante et tendance restreintes.

Le tableau n°4 présentent les tests des bornes de Pesaran et al. (2001) pour les relations de niveau pour l'équation sélectionnée.

Tableau n° 4. Relation de coïntégration aux bornes (bound test)

| <i>F-Statistique</i> | <i>Valeurs critiques au seuil de 5%</i> | | <i>Valeurs critiques au seuil de 1%</i> | |
|----------------------|---|--------------------------|---|--------------------------|
| | Borne inférieure I(0) | Borne supérieure I(1) | Borne inférieure I(0) | Borne supérieure I(1) |
| 2.566 | 2.450 | 3.610 | 2.120 | 3.230 |

Source : Voir annexes 14

Les statistiques F sont égales à 2,566 respectivement pour la spécification retenue. Cette valeur est à comparer aux valeurs critiques inférieures et supérieures au niveau de signification de 5% et 1%. Les statistiques de test sont supérieures à la limite supérieure de tous les modèles (3,230 et 3,610 respectivement). Par conséquent, l'hypothèse nulle d'absence de co-intégration est rejetée et l'existence d'une relation à long terme entre les variables est conclue.

2.3. Résultats empiriques des modèles ARDL

2.3.1. Tests de diagnostic post-estimation

Les tests de diagnostic ont été testées pour vérifier les robustesses et valider les modèles estimés. La robustesse a été confirmée par le test LM de corrélation sérielle de Breusch-Godfrey, le test de normalité de Jarque-Bera, les tests de stabilité récursive et le test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey. Cela signifie que le modèle possède les propriétés économétriques souhaitées des données de séries chronologiques.

2.3.1.1. Test de stabilité du modèle (CUSUM Test)

Les tests récursifs ont été effectués en utilisant un examen visuel des graphiques des estimations des paramètres récursifs. De plus, un test statistique formel pour tester l'hypothèse nulle de stabilité du modèle a été entrepris en utilisant le test CUSUM [Studenmund, A. H., & Econometrics, H. U. (2001)]. L'annexe n°19, illustre le CUSUM au niveau de signification de 5%.

Le test CUSUM révèle la stabilité des paramètres. En effet, le résultat du test CUSUM révèle la stabilité de la variance étant donné que les résidus pour du test se situent à l'intérieur de la ligne critique de 5%. D'après ces tests, notre modèle ARDL est stable et ne présente pas de corrélation sérielle.

2.3.1.2. Tests de d'autocorrélation des résidus

Le test autocorrélation a été entreprise pour tester si le résidu est corrélé avec ses propres valeurs retardées en utilisant le test Durbin-Watson pour la corrélation sérielle, et les résultats sont présentés dans l'annexe n°16.

La statistique du test de d'autocorrélation de Durbin-Watson pour l'hypothèse nulle d'absence de corrélation sérielle a une valeur de probabilité de 1,852. Ce qui est supérieur à 5 pour cent. Ainsi, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle, ce qui indique qu'il n'y a pas de d'autocorrélation dans les résidus.

2.3.1.3. Test d'hétéroscédasticité

Le test de Breusch-Pagan-Godfrey pour la statistique d'hétéroscédasticité pour l'hypothèse nulle d'absence d'hétéroscédasticité a une valeur de probabilité de 0,9656, qui est supérieure à 5 pour cent. Ainsi, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle, ce qui indique qu'il n'y a pas d'hétéroscédasticité dans les résidus.

2.3.1.4. Test de normalité

Le modèle ARDL suppose que les résidus sont normalement distribués. La statistique de Jarque-Bera est supposée avoir une distribution chi-carré (χ^2) avec deux degrés de liberté, et l'hypothèse nulle suppose que les erreurs sont normalement distribuées [Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980)].

Comme l'indique l'annexe n°18, la valeur de la statistique de Jarque-Bera est de 19,63 avec une valeur de probabilité de 0,4841, ce qui est supérieur à 5 pour cent ; par conséquent, les résidus sont normalement distribués.

Cela signifie que les différents tests statistiques sur les coefficients de régression sont fiables, puisque ces tests exigent que la variable dépendante (et donc les résidus) suive une distribution normale.

2.3.2. Interprétations et discussions

Les estimations présentées dans les tableaux ci-dessous montrent que le pouvoir explicatif des deux spécifications sélectionnées est important et que la plupart des coefficients estimés sont statistiquement significatifs.

De même, le mécanisme de correction des erreurs est maintenu pour la spécification estimée. Il est négatif et significatif au seuil de 1% [**Coint Eq(-1) : -0,659**]. Dans l'ensemble, les signes associés aux coefficients estimés à court et long terme sont globalement satisfaisants. Ces estimations mettent en évidence deux résultats dans lesquels la dette extérieure a un impact différent sur la croissance économique. A court terme, la dette extérieure a un effet positif et t significatif au niveau de 5% sur la croissance économique.

La variable ouverture commerciale n'a pas d'effet sur la croissance économique du de la RDC à court terme, ce qui montre que l'économie congolaise est très vulnérable aux chocs externes, surtout avec une balance commerciale structurellement déficitaire. Ce résultat corrobore la plupart des études qui stipulent que l'endettement extérieur et l'ouverture ont un impact négatif sur la croissance économique, et donc en cherchant à maintenir un taux de croissance à un niveau acceptable, le pays s'endettera davantage. Cette idée est cependant rejetée par Yapo (2002) et Cashin et Potillo (2000) qui montrent que la détérioration des termes de l'échange n'explique pas nécessairement la dette. En ce qui concerne le stock de capital physique et de capital humain, un certain nombre de conclusions sont mises en évidence.

Premièrement, une augmentation d'un point de pourcentage du stock de capital physique (investissement) est associée à une augmentation à court de 0,213 point de pourcentage, du taux de croissance économique. Ce résultat corrobore les arguments théoriques et les études empiriques internationales.

Deuxièmement, l'effet du capital humain, mesuré par le niveau d'éducation, est négatif mais non statistiquement significatif à court terme. Ceci signifie que le capital humain ne joue aucun rôle sur la croissance économique de la RDC. Ce résultat est n'est pas cohérent avec un certain nombre de points de vue théoriques et de résultats empiriques qui soutiennent l'argument selon lequel que la qualité du capital humain génère des externalités positives et place ensuite le pays sur un sentier de croissance plus élevé, ceci n'est pas le cas en RDC.

A long terme, l'effet de la dette extérieure apparaît négatif et significatif au niveau de 1%. Selon les estimations, la maîtrise de la corruption aurait un effet positif et significatif sur la croissance économique long terme, avec l'élasticité de 15,7. Ce résultat confirme l'idée que la maîtrise de corruption aurait rendre efficace les institutions du pays et ricochet, cela stimulerait la croissance économique de la RDC. Mauro (2004) et Mo (2001) arrivent aux mêmes résultats dans leurs études.

Tableau n° 5. Résultats ARDL à court et à long terme

| ARDL cointégration (relation de long terme) et relation de court terme | |
|---|--|
| Variable dépendante: taux de croissance du PIB | |
| Partie 1 | Modèle sélectionné : Observations incluses: 30 |
| | ARDL (1,1,1,2,0,0,0) |
| Relation de court terme | |
| Variables | Coefficient (Prob.) |
| D(Taux de croissance du PIBH (-1)) | 0.213 |
| D(Investissement [INVEST(-1)]) | 0.213** |
| D(Capital humain [CAPHUM(-1)]) | -0.087 |
| D(Dettes publiques extérieures [DETTES (-1)]) | 0.043** |
| D(Dettes publiques extérieures [DETTES (-2)]) | 0.013 |
| Constatnte | 23.036** |
| Coint Eq (-1) | -0.659** |
| Partie 2 | |
| Coefficients ou relation de long terme | |
| Variables | Coefficient |
| Investissement (INVEST) | -0. 221** |
| Capita humain (CAPHUM) | 0. 1196 |
| Dettes publiques extérieures (DETTES) | -0. 026* |
| Ouverture commerciale (OUVCOM) | 0. 00997 |
| Maitrise de corruption (CORRUPT) | 15. 708* |
| Inflation (INF) | 0.00012 |
| Coefficient de détermination R² | 0.619 |
| Probabilité de Fisher | 0.032 |
| Probabilité de Jarque Bera | 0.4881 |
| Probabilité de Durbin-Watson | 1.852283 |
| Probabilité de Breush-Pagan | 0.9656 |
| ***, ** et * désignent des niveaux de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement. | |

Source : Voir annexes 15.

Malgré les efforts déployés par le gouvernement congolais au cours des deux dernières décennies, en termes d'investissement dans de nombreux projets d'infrastructure et d'équipement, financés principalement par la dette extérieure, ces efforts ne semblent pas avoir contribué à l'amélioration de la croissance économique à long terme en RDC.

Ce qui caractérise l'accumulation du capital en RDC, et qui pourrait expliquer sa faible rentabilité, c'est que l'effort d'investissement a été principalement réalisé par le secteur public. Cependant, et malgré des résultats économiques qualifiés d'importants, la RDC enregistre des résultats en termes de développement social et humain inclusif qui restent en deçà des attentes de la population. Le coefficient de Gini en RDC reflète des niveaux élevés d'inégalités de revenus (Banque Mondiale 2020).

Nous avons également tendance à croire que l'impact négatif de la dette publique extérieure s'explique également par l'effet combiné d'une série de facteurs, à savoir une pénurie de cadres compétents, des dysfonctionnements administratifs persistants et un manque de coordination horizontale et verticale.

Conclusion

L'objectif principal de cette étude est d'examiner l'impact de l'endettement extérieur de la RDC sur sa croissance économique. Cette question est importante si l'on considère que la dette extérieure du pays s'élevait à 6,9 milliards de USD en 2020, ce qui représentait environ 14,1 % du PIB.

Les résultats de cette étude ont montré un effet positif de la dette extérieure sur la croissance économique à court terme, légèrement plus important. Par contre à long terme, la dette extérieure a un effet négatif sur la croissance économique. En effet, durant la période analysée, le taux de croissance de l'économie congolaise et celui de la dette extérieure publique ont évolué en sens inverse et avec des amplitudes différentes.

Les signes connexes d'autres coefficients, tels que le stock de capital physique, le capital humain, l'ouverture et la corruption nous permettent de conclure que ces variables influencent différemment la croissance économique.

Bien qu'il soit difficile de déterminer un seuil critique de dette publique, plusieurs indicateurs suggèrent que le niveau actuel de la dette publique Congolaise constitue une contrainte pour une croissance de long terme tirée par la demande publique (Chauffour, 2018).

En effet, une dette excessive, qui laisse entier le problème de l'allocation optimale, se traduit à long terme par une sortie de devises, au service de la dette publique extérieure envers la Banque Mondiale, supérieure aux tirages sur les prêts accordés par cette institution financière internationale en RDC. Cette institution privilégie indûment les activités de financement qui "s'auto-amortissent" (C'est-à-dire ceux qui produisent un revenu permettant de faire face, sans grande difficulté, au service de la dette extérieure), c'est-à-dire celles qui produisent un revenu permettant de faire face, sans grande difficulté, au service de la dette extérieure, par rapport à celles qui "ne s'auto-amortissent pas" (Berrada, 2017).

Annexes

➤ **Tests de Dickey-Fuller à Niveau**

Annexe n° 1. Résultat du test de Dicky-Fuller Augmenté de la variable CPIB

| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 30 | | |
|--|-------------|--------------------|--------------|--------|
| ----- Interpolated Dickey-Fuller ----- | | | | |
| Test | 1% Critical | 5% Critical | 10% Critical | |
| Statistic | Value | Value | Value | |
| Z(t) | -2.024 | -3.716 | -2.986 | -2.624 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2763 | | | | |

Source: Auteur à partir du logiciel Stata 16

Annexe n° 2. Résultat du test de Dicky-Fuller Augmenté de la variable DETTES

| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 30 | | |
|--|-------------|--------------------|--------------|--------|
| ----- Interpolated Dickey-Fuller ----- | | | | |
| Test | 1% Critical | 5% Critical | 10% Critical | |
| Statistic | Value | Value | Value | |
| Z(t) | -1.108 | -3.716 | -2.986 | -2.624 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7118 | | | | |

Source: Auteur à partir du logiciel Stata 16

Annexe n° 3. Résultat du test de Dicky-Fuller Augmenté de la variable INVEST

| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 30 | | |
|--|-------------|--------------------|--------------|--------|
| ----- Interpolated Dickey-Fuller ----- | | | | |
| Test | 1% Critical | 5% Critical | 10% Critical | |
| Statistic | Value | Value | Value | |
| Z(t) | -2.628 | -3.716 | -2.986 | -2.624 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0873 | | | | |

Source: Auteur à partir du logiciel Stata 16

Annexe n° 4. Résultat du test de Dicky-Fuller Augmenté de la variable CORRUPT

| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 30 | | |
|--|-------------------|--------------------|--------------------|--------|
| ----- Interpolated Dickey-Fuller ----- | | | | |
| Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value | |
| Z(t) | -2.723 | -3.716 | -2.986 | -2.624 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0702 | | | | |

Source: Auteur à partir du logiciel Stata 16

Annexe n° 5. Résultat du test de Dicky-Fuller Augmenté de la variable CAPHUM

| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 30 | | |
|--|-------------------|--------------------|--------------------|--------|
| ----- Interpolated Dickey-Fuller ----- | | | | |
| Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value | |
| Z(t) | -4.684 | -3.716 | -2.986 | -2.624 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0001 | | | | |

Source: Auteur à partir du logiciel Stata 16

Annexe n° 6. Résultat du test de Dicky-Fuller Augmenté de la variable OUVCOM

| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 30 | | |
|--|-------------------|--------------------|--------------------|--------|
| ----- Interpolated Dickey-Fuller ----- | | | | |
| Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value | |
| Z(t) | -1.063 | -3.716 | -2.986 | -2.624 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7298 | | | | |

Source: Auteur à partir du logiciel Stata 16

Annexe n° 7. Résultat du test de Dicky-Fuller Augmenté de la variable INF

| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 30 | | |
|--|-------------------|--------------------|--------------------|--------|
| ----- Interpolated Dickey-Fuller ----- | | | | |
| Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value | |
| Z(t) | -3.072 | -3.716 | -2.986 | -2.624 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0287 | | | | |

Source: Auteur à partir du logiciel Stata 16

➤ **Tests de Dickey-Fuller en différence première**

Annexe n° 8. Résultat du test de Dicky-Fuller Augmenté en différence première de la variable CPIB

| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 29 | | |
|--|-------------------|--------------------|--------------------|--------|
| ----- Interpolated Dickey-Fuller ----- | | | | |
| Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value | |
| Z(t) | -5.481 | -3.723 | -2.989 | -2.625 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000 | | | | |

Source: Auteur à partir du logiciel Stata 16

Annexe n° 9. Résultat du test de Dicky-Fuller Augmenté en différence première de la variable DETTES

| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 29 | | |
|--|-------------------|--------------------|--------------------|--------|
| ----- Interpolated Dickey-Fuller ----- | | | | |
| Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value | |
| Z(t) | -5.014 | -3.723 | -2.989 | -2.625 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000 | | | | |

Source: Auteur à partir du logiciel Stata 16

Annexe n° 10. Résultat du test de Dicky-Fuller en différence première de la variable INVEST

| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 29 | | |
|--|-------------|--------------------|--------------|--------|
| ----- Interpolated Dickey-Fuller ----- | | | | |
| Test | 1% Critical | 5% Critical | 10% Critical | |
| Statistic | Value | Value | Value | |
| Z(t) | -7.063 | -3.723 | -2.989 | -2.625 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000 | | | | |

Source: Auteur à partir du logiciel Stata 16

Annexe n° 11. Résultat du test de Dicky-Fuller Augmenté en différence première de la variable CORRUPT

| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 29 | | |
|--|-------------|--------------------|--------------|--------|
| ----- Interpolated Dickey-Fuller ----- | | | | |
| Test | 1% Critical | 5% Critical | 10% Critical | |
| Statistic | Value | Value | Value | |
| Z(t) | -4.166 | -3.723 | -2.989 | -2.625 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0008 | | | | |

Source: Auteur à partir du logiciel Stata 16

Annexe n° 12. Résultat du test de Dicky-Fuller Augmenté en différence première de la variable OUVCOM

| Augmented Dickey-Fuller test for unit root | | Number of obs = 29 | | |
|--|-------------|--------------------|--------------|--------|
| ----- Interpolated Dickey-Fuller ----- | | | | |
| Test | 1% Critical | 5% Critical | 10% Critical | |
| Statistic | Value | Value | Value | |
| Z(t) | -3.805 | -3.723 | -2.989 | -2.625 |
| MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0029 | | | | |

Source: Auteur à partir du logiciel Stata 16

Annexe n° 13. Détermination du nombre de décalage du ADRL

| ARDL(1,1,1,2,0,0,0) regression | | | | | | |
|--------------------------------|--------|------------|---------------|-------|-----------|--------|
| Sample: | 1992 - | 2021 | Number of obs | = | 30 | |
| | | | F(11, 18) | = | 11.36 | |
| | | | Prob > F | = | 0.0000 | |
| | | | R-squared | = | 0.8741 | |
| | | | Adj R-squared | = | 0.7972 | |
| Log likelihood | = | -63.886704 | Root MSE | = | 2.6275 | |
| CPIB | Coef. | Std.Err. | T | P>t | Interval] | |
| | | | | | [95%Conf. | |
| CPIB | | | | | | |
| L1. | 0.341 | 0.231 | 1.470 | 0.158 | -0.145 | 0.826 |
| INVEST | | | | | | |
| --. | -0.007 | 0.079 | -0.090 | 0.926 | -0.173 | 0.158 |
| L1. | -0.213 | 0.079 | -2.710 | 0.014 | -0.379 | -0.048 |
| CAPHUM | | | | | | |
| --. | 0.033 | 0.070 | 0.470 | 0.642 | -0.113 | 0.179 |
| L1. | 0.087 | 0.069 | 1.260 | 0.226 | -0.058 | 0.232 |
| DETTES | | | | | | |
| --. | 0.016 | 0.013 | 1.200 | 0.245 | -0.012 | 0.044 |
| L1. | -0.030 | 0.016 | -1.910 | 0.073 | -0.063 | 0.003 |
| L2. | -0.013 | 0.010 | -1.240 | 0.229 | -0.034 | 0.009 |
| OUVCOM | 0.010 | 0.041 | 0.240 | 0.812 | -0.077 | 0.097 |
| CORRUPT | 15.708 | 7.999 | 1.960 | 0.065 | -1.096 | 32.513 |

| | | | | | | |
|-------|--------|--------|-------|-------|--------|--------|
| INF | 0.000 | 0.000 | 0.600 | 0.557 | -0.000 | 0.000 |
| _cons | 23.036 | 10.429 | 2.210 | 0.040 | 1.125 | 44.948 |

Source: Auteur sur le logiciel Stata 16

Annexe n° 15. Résultats d'estimation ARDL: relations de long et court terme

Linear regression

| D.CPIB | Coef. | St.Err. | t-value | p-value | [95% Conf | Interval] | Sig |
|---------------------------------|------------|----------|----------------------|---------|-----------|-----------|-----|
| Relation de long terme | | | | | | | |
| ECT | -0.6594022 | 0.231213 | -2.85 | .011 | -1.145 | -.174 | ** |
| INVEST | -0.2205528 | 0.089862 | -2.45 | .025 | -.409 | -.032 | ** |
| CAPHUM | 0.1195686 | 0.094338 | 1.27 | .221 | -.079 | .318 | |
| DETTES | -0.0263776 | 0.015084 | -1.75 | .097 | -.058 | .005 | * |
| OUVCOM | 0.0099693 | 0.041328 | 0.24 | .812 | -.077 | .097 | |
| CORRUPT | 15.70846 | 7.998626 | 1.96 | .065 | -1.096 | 32.513 | * |
| INF | 0.0001091 | 0.000182 | 0.60 | .557 | 0 | 0 | |
| Dynamique de court terme | | | | | | | |
| INVEST | 0.213 | .079 | 2.71 | .014 | .048 | .379 | ** |
| CAPHUM | -0.087 | .069 | -1.26 | .226 | -.232 | .058 | |
| DETTES (-1) | 0.043 | .015 | 2.85 | .011 | .011 | .074 | ** |
| DETTES (-2) | 0.013 | .01 | 1.24 | .229 | -.009 | .034 | |
| Constant | 23.036 | 10.429 | 2.21 | .04 | 1.125 | 44.948 | ** |
| Mean dependent var | | 0.487 | SD dependent var | | | 3.353 | |
| R-squared | | 0.619 | Number of obs | | | 30 | |
| F-test | | 2.658 | Prob > F | | | 0.032 | |
| Akaike crit. (AIC) | | 151.773 | Bayesian crit. (BIC) | | | 168.588 | |

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Source: Auteur sur le logiciel Stata 16

Annexe n° 16. Test d'absence d'autocorrélation de Durbin-Watson

```
Durbin-Watson d-statistic( 12, 30) = 1.852283
```

Source: Auteur sur le logiciel Stata 16

Annexe n° 17. Résultat du test d'absence d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of D.CPIB

chi2(1)      =      0.00
Prob > chi2  =      0.9656
```

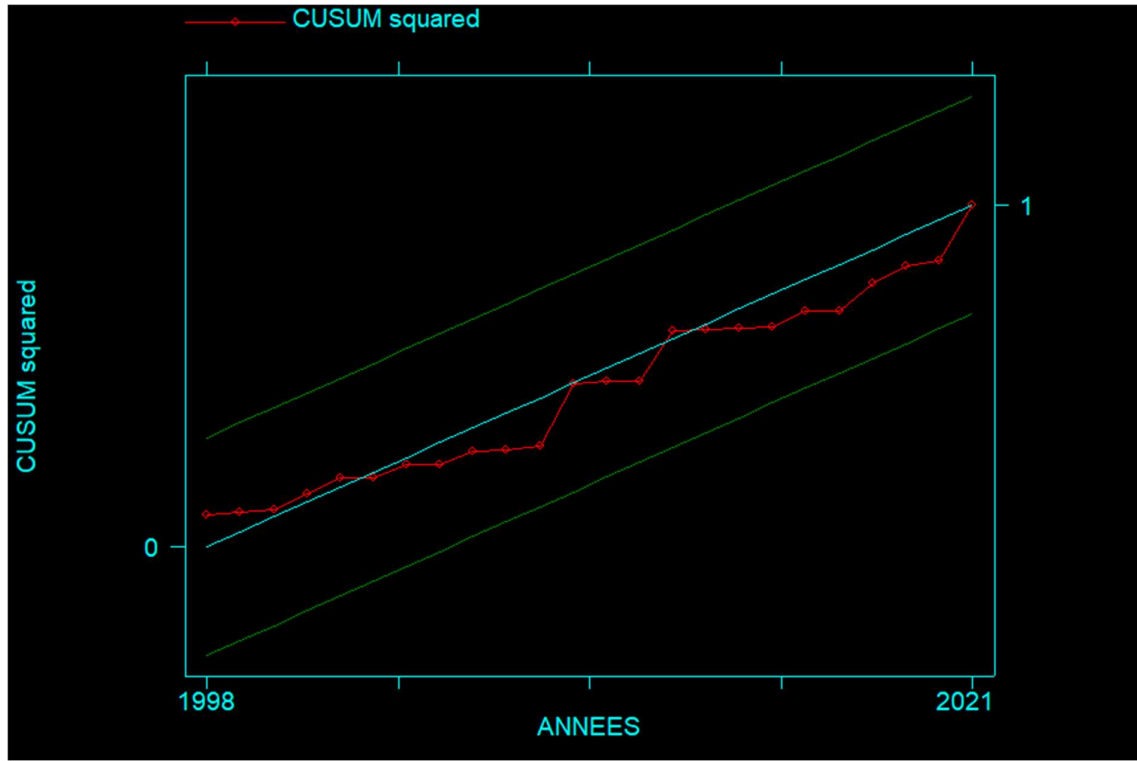
Source: Auteur sur le logiciel Stata 16

Annexe n° 18. Test de normalité de Jarque Bera pour le modèle 1

| Source | Chi2 | Df | Prob |
|----------------------------|-------|----|---------------|
| Skewness | 19.63 | 20 | 0.4814 |
| Kurtosis | 0.00 | 1 | 0.9811 |
| Total (Jarque Bera) | 19.63 | 21 | 0.4881 |

Source: Auteur sur le logiciel Stata 16

Annexe n° 19. Stabilité du modèle



Source: Auteur sur le logiciel Stata 16

Référence

- [1]. Agénor, P.R., Montiel, J.P. (1996), *Development Macroeconomics*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- [2]. Barro, R.J. (1979), On the determination of Public Debt, *Journal of Political Economy*, vol. 87, 940-971.
- [3]. Berrada A. (2017), La dette publique extérieure du Maroc envers la Banque Mondiale: lecture critique d'écrits académiques, Taken on June 07, 2018 from: <https://docs.google.com/viewer?a=v&pid=sites&srcid=ZGVmYXVsdGRvbWFpbXhYmRlbGthZGVyYmVycmFkYXxneDo2YjA3MWUxYWQwMDAyZGFi>.
- [4]. Chauffour, J.P.(2018), *Le Maroc à l'horizon 2040: Investir dans le capital immatériel pour accélérer l'émergence économique*, Washington, DC: World Bank.
- [5]. Clements B., Bhattacharya, R., Nguyen, T.Q.(2003), *External Debt, Public Investment, and Growth in Low-Income Countries*, IMF Working Paper WP/03/249.
- [6]. Cohen, D. (1993), Low Investment and Large LDC Debt in the 1980s, *American Economic Review*, 83, 3, 437-49.
- [7]. Diamond, P.(1965), National Debt in a Neoclassical Growth Model, *American Economic Review*, 55, 5, 1126-1150.
- [8]. Jarque, C. M & Bera, A. K., (1981). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals: Monte Carlo evidence. *Economics letters*, 7(4), 313-318.
- [9]. Krugman, P. (1988), *Financing vs forgiving a debt overhang: Some analytical issues*, Working Paper, N° 2486. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.
- [10]. Mankiw, N., Romer, G.D., Weil, D. (1992), A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 2, 407-437.
- [11]. Mauro, P. (2004), The Persistence of Corruption and Slow Economic Growth, *IMF staff papers*, 51, 1, 1- 18.
- [12]. Mo, P.H. (2001), Corruption and Economic Growth. *Journal of comparative economics*, 29, 1, 66-79.
- [13]. Oks, D., Wijnbergen, S.V., 1995. Mexico after the Debt Crisis: Is Growth Sustainable? *Journal of Development Economics*, 47, 155-78.
- [14]. Pesaran M.H., Shin Y. and Smith R.J. (2001) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- [15]. Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.
- [16]. Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- [17]. Saint-Paul G. (1993), *Deux essais sur la croissance économique*, Workingpaper, n° 9316, Delta.
- [18]. Serven, L. (1997), *Uncertainty, Instability and Irreversible Investment: Theory, Evidence and Lessons for Africa*, World Bank Policy Research. Working paper n° 1722. Washington: World Bank.
- [19]. Woodford M. (1990), Public Debt as Private Liquidity, *American Economic Review*, 80 (2), 382-388.
- [20]. Yapo, L. (2002), *Déterminants de l'endettement extérieur des PPTE*, African Development Bank (AfDB) Abidjan, Discussion Paper N 2002/14.