

Analyse Empirique De La Soutenabilite De La Dette Exterieur Ivoirienne

Tawa Kouadio Kossonou Ghislain¹

Résumé

L'article examine la soutenabilité de la dette Ivoirienne sur la période 1984-2017. Les estimations de la fonction de réaction fiscale établies par l'ARDL indiquent une réaction positive à long terme du solde primaire à la hausse du ratio d'endettement public Ivoirien. Les résultats des tests de cointégration de Johansen montrent l'absence de relation de cointégration entre les ressources et les dépenses courantes ; prouvant ainsi, que la dette ivoirienne n'est pas soutenable. D'où la nécessité de renforcer les engagements en matière de discipline budgétaire à long terme.

JEL code: H63, H68

Abstract

This paper examines the sustainability of the Ivorian debt over the period 1984-2017. ARDL's estimates of the fiscal reaction function indicate a positive long-term response of the primary balance to the increase in the Ivorian public debt ratio. The results of Johansen's cointegration tests show the absence of a cointegrating relationship between resources and current expenditure, thus proving that the Ivorian debt is not sustainable. Hence, the need to strengthen commitments to long-term fiscal discipline.

JEL code : H63, H68

Date of Submission: 30-09-2020

Date of Acceptance: 13-10-2020

I. Contexte et problématique

La Côte d'Ivoire, à l'instar de plusieurs pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) fait face à des niveaux considérables d'endettement. L'histoire économique du pays, du début des indépendances jusqu'à nos jours, offre un terrain d'investigation particulièrement intéressant eu égard au rôle des dépenses publiques dans l'amorce du processus de croissance économique.

Dès 1980, le pays traversait une crise macroéconomique et financière persistante avec en point de mire le problème de la dette extérieure. Les indicateurs macroéconomiques indiquaient un ralentissement du taux de croissance, un déficit de la balance commerciale, une détérioration des termes de l'échange, un déficit budgétaire récurrent, un endettement excessif, un service de la dette difficilement supportable (par rapport aux ratios moyens de l'ensemble de l'Afrique Subsaharienne) et une croissance démographique galopante. En 1985, les ratios dette/PIB et services de la dette/exportations (153% et 34%) dépassaient les moyennes atteintes par les pays en développement (34% et 21,3%) et même ceux du groupe des pays pauvres très endettés (60% et 25,7%). Finalement, après plusieurs tentatives, le pays a été éligible à l'initiative Pays Pauvres Très Endettés (PPTE) en 2009 ; initiative dont elle a atteint le point d'achèvement en 2012. Sur la période 2012-2014, l'encours de la dette publique, après annulation de la dette extérieure obtenue à la faveur de l'atteinte du point d'achèvement de l'IPTE, est passé de 8 249 milliards FCFA, soit 72,6% du PIB en 2011 à 6174,9 milliards FCFA soit 45,1% du PIB en 2012. Cependant, en raison des emprunts en vue de la réalisation des investissements publics, cet encours a atteint le niveau de 6697,2 milliards FCFA représentant 43,8% du PIB en 2013 soit une hausse de 8,5%. Cette hausse s'est poursuivie en 2014, portant le stock à 7804,7 milliards FCFA soit 45,8% du PIB² pour s'établir à 10 045,1 milliards FCFA en 2017³. On constate donc une remontée du niveau d'endettement de la Côte d'Ivoire.

Toutefois, même si le taux d'endettement de la Côte d'Ivoire reste inférieur à celui de la norme de la Zone UEMOA, cette tendance haussière suscite des inquiétudes. En effet, la plupart des études (Gunter, 2001 ; Birdsall et Williamson, 2002) s'accordent sur le fait que, si les tendances observées jusqu'à présent se

¹ Doctorant à l'Université Felix Houphouet Boigny de Cocody-République de Côte d'Ivoire

Contacts : +225 05703647

Email : kossonoughislain@gmail.com

² PND 2016-2020 page 20

³ DIRECTION DE LA DETTE PUBLIQUE ET DES DONS (2017)

poursuivent, la dette des PPTE risque de demeurer insoutenable, même après la remise de la dette accordée à l'issue de l'atteinte du point d'achèvement. Il apparaît donc légitime d'analyser la soutenabilité de la dette Ivoirienne dans un contexte post-initiative PPTE.

La prochaine section de cet article décrit la situation de l'endettement en Côte d'Ivoire. Puis, une brève revue de la littérature sur le sujet est présentée, ensuite la méthodologie d'estimation est décrite. La dernière section porte sur les résultats et les recommandations de politique économique qui en découlent.

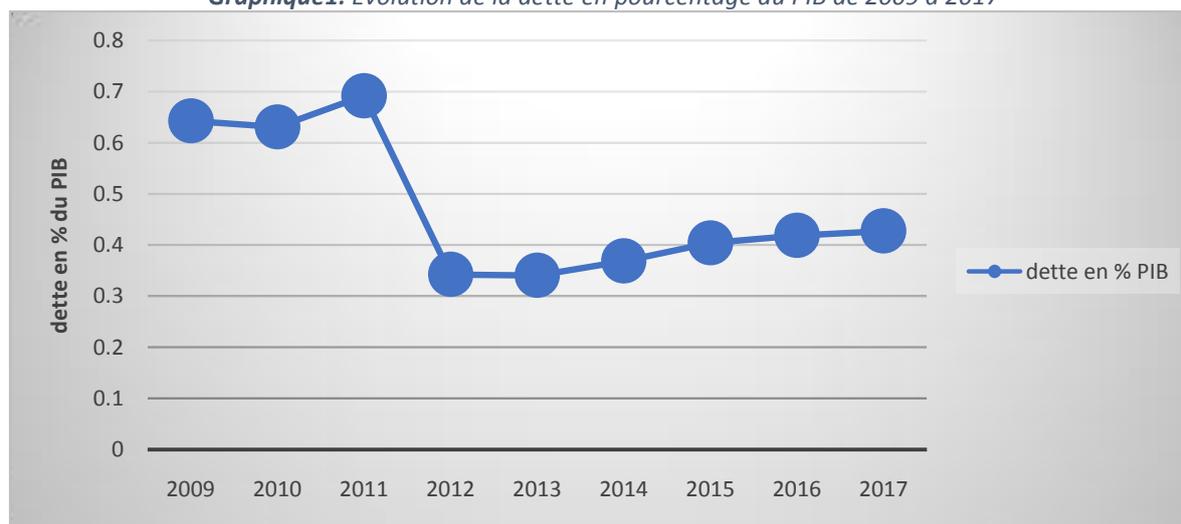
II. Évolution de la dette en Côte d'Ivoire

Pour sortir des crises d'endettement extérieur de 1985-1986 et 1994-1995, la Côte d'Ivoire à l'instar de tous les pays de l'UEMOA a adopté des programmes de réformes monétaires et financières qui visent le rétablissement des équilibres macroéconomiques et l'instauration des conditions d'une croissance économique saine et durable. Parmi les axes de ce programme, une place particulière a été accordée à la réforme de la politique budgétaire (l'adoption d'un Plan d'Ajustement Structurel visant en premier lieu la maîtrise de la dette extérieure) et à la modernisation des techniques de financement de la dette publique qui ferait suite à un allègement de ladite dette (par le biais de l'initiative Pays Pauvres Très Endettés - PPTE -).

Plus tard, pour pallier les insuffisances des mesures dans le cadre des PAS et face à l'accumulation de la dette, le FMI et la Banque Mondiale proposèrent un programme de réduction de la dette en fin de l'année 1996, reposant sur une évaluation de la soutenabilité de la dette des pays concernés. La Côte d'Ivoire a atteint le point d'achèvement du PPTE le 26 juin 2012. Cela s'est matérialisée par une chute drastique du stock de la dette (graphique 1). Aussi, le stock de la dette extérieure sur l'ensemble des recettes qui devrait être inférieur à 250% est passé de 351% avant le PPTE à 99% en 2013. Au niveau de la dette intérieure sur l'exportation, elle est passée de 148% à 36,1%. Alors qu'il suffisait qu'il soit inférieur à 150%. Et enfin, le ratio de la dette publique, qui ne devait être inférieur qu'à 70% est passé de 79% à 36,2% après le PPTE (Ministère de l'économie et des finances 2013). Avec ces chiffres, la Côte d'Ivoire est redevenue crédible auprès des partenaires au développement et cela se traduit par un relèvement de la courbe du stock de la dette. En effet, le stock de la dette est passé de 4679,58 milliards de Francs CFA en 2012 à 10045,08 milliards de Francs en 2017 (graphique 2).

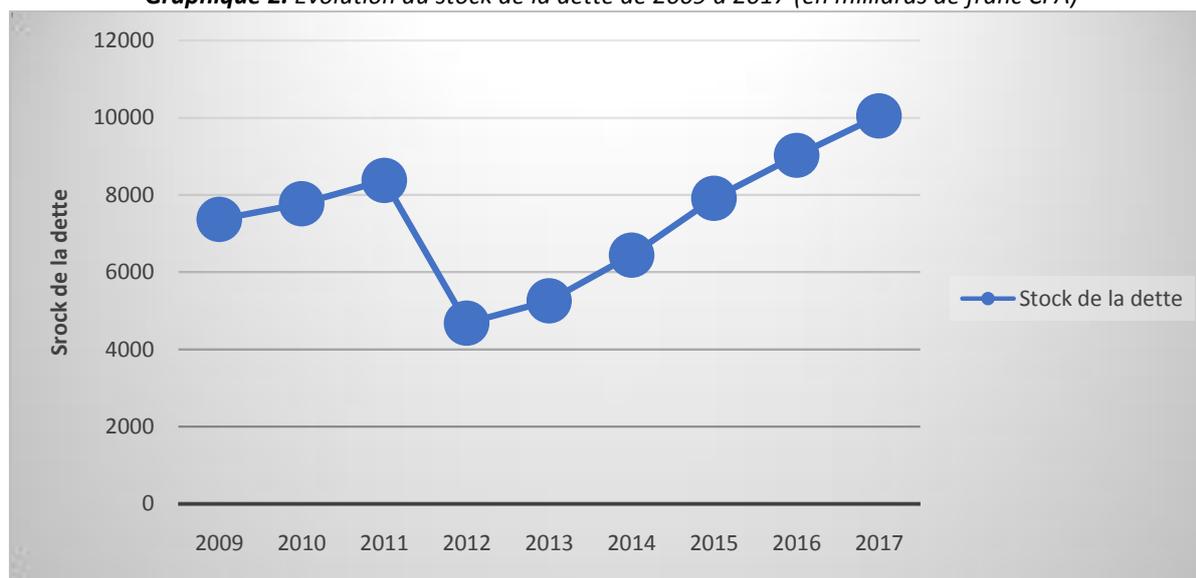
A l'analyse de ces graphiques, on constate une embellie de l'endettement de la Côte d'Ivoire ; bien que, le taux d'endettement de la Côte d'Ivoire (45.3 % du PIB en 2017) reste inférieur à celui de la norme de la zone UEMOA. Cette tendance à la hausse suscite des inquiétudes.

Graphique1: Évolution de la dette en pourcentage du PIB de 2009 à 2017



Source : Auteur à partir des données du Ministère de l'économie et des finances

Graphique 2. Évolution du stock de la dette de 2009 à 2017 (en milliards de franc CFA)



Source : Auteur à partir des données du Ministère de l'économie et des finances

III. Revue de la littérature

Le concept de soutenabilité budgétaire implique la réalisation de la contrainte budgétaire intertemporelle (CBI), selon laquelle le niveau actuel de la dette dans une économie doit être égal à la valeur actuelle des excédents budgétaires futurs. Si cette condition n'est pas remplie, les économies ne peuvent pas émettre indéfiniment de dette pour couvrir les déficits publics car les marchés observeront un risque de faillite (Carrion-i-Silvestre, 2015).

Toute analyse de la soutenabilité de la dette publique se base sur la contrainte budgétaire intertemporelle (Bénassy-Queré et al, 2004). Pour traiter la question de la soutenabilité de la dette publique, deux approches sont utilisées à savoir l'approche comptable et l'approche économique (ou actuarielle). Cependant, ces deux méthodes ont fait l'objet de fortes critiques de la part de Bohn notamment.

L'objectif de l'approche comptable est de déterminer le seuil de déficit budgétaire soutenable sur la base du respect de la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État. En d'autres termes, il s'agit de comparer le stock de la dette à une date donnée aux excédents primaires (solde budgétaire excluant les intérêts sur la dette) futurs actualisés, à partir d'hypothèses sur les variables macroéconomiques de long terme (Jondeau, 1992 ; Afonso, 2005 ; Neck et Sturm, 2008 ; Bohn, 2008 ; Greiner et Fincke, 2009, 2011). La méthode comptable a le mérite de donner une évaluation crue du besoin d'ajustement des finances publiques mais ne renseigne ni sur les chances que le gouvernement soit capable d'atteindre l'objectif fixé ni sur le temps que cela prendra. Or la notion de soutenabilité relève plus de la volonté des gouvernements d'éviter un dérapage des finances publiques à l'avenir qu'à la taille de l'effort à soutenir (Brand et Ribeiro, 2010).

L'approche actuarielle de soutenabilité se base sur la vérification de la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État à partir des séries actualisées de dette publique et du déficit budgétaire. Dans la mesure où l'État a théoriquement une durée de vie infinie, celle-ci implique une condition terminale, appelée condition de « No-Ponzi Game », selon laquelle la valeur actualisée espérée (VAE) de la dette publique ne peut être positive à l'horizon infini.

Cependant, ce sont les économètres qui se sont le plus intéressés à la question de la soutenabilité budgétaire. Au cours des années, différentes approches ont été proposées pour vérifier la validité de la contrainte budgétaire intertemporelle des États. Parmi celles-ci, une des premières approches utilisées fut la vérification de la non-stationnarité de la dette ou du taux d'endettement. Notamment, des tests de Dickey-Fuller et de Flood-Garber ont été effectués sur la dette américaine et le surplus primaire, soit le surplus gouvernemental excluant les paiements d'intérêts (Hamilton et Flavin, 1986).

Une autre approche consiste à évaluer la cointégration entre les revenus et les dépenses. Pour que la politique fiscale soit soutenable, l'évolution du niveau des dépenses, en incluant les paiements d'intérêts, ne doit pas être divergente de l'évolution du niveau des revenus. Avec cette approche, il a été trouvé que la politique fiscale du gouvernement américain ne respectait pas la contrainte budgétaire intertemporelle (Hakkio et Rush, 1991). Dans leur étude, ces auteurs permettaient des fluctuations dans le taux d'intérêt. Ils ont également testé des sous-périodes de leur échantillon qui contenaient des données trimestrielles de 1950 à 1988.

Des tests d'intégration et de cointégration sur la dette et le surplus primaire du gouvernement fédéral canadien ont été effectués par le passé (Smith et Zin, 1991). Les données utilisées étaient mensuelles et couvraient la période allant de 1946 à 1984. Les auteurs ont trouvé que la politique budgétaire du gouvernement n'obéissait pas à une contrainte budgétaire intertemporelle. Ils concluaient que différents facteurs, notamment comptables au niveau de la dette, pouvaient expliquer cette conclusion ou encore que les investisseurs anticipaient un changement de politique ou même, à terme, la vente d'actifs.

La situation des gouvernements fédéraux et provinciaux a été aussi évaluée à partir de différents indicateurs d'endettement, notamment un indicateur de « prudence » fiscale (Paquet, 1999). L'auteur a trouvé que les administrations fédérale et québécoise ont suivi des sentiers d'endettement insoutenables dans les années 80 et 90.

L'étude d'Afonso (2005) présente des tests de cointégration entre les revenus et les dépenses publiques, exprimés en ratio sur le PIB, incluant le paiement des intérêts, pour de nombreux pays de la zone euro tout en permettant des changements structurels. La période couverte s'étend de 1970 à 2003. Les résultats indiquent que pour la plupart des pays étudiés, des problèmes de soutenabilité sont à prévoir. Cette dernière approche a été concluante seulement dans le cas du rejet de l'hypothèse nulle, indiquant une situation non soutenable. Si l'hypothèse nulle n'était pas rejetée, l'approche ne permettrait pas de tirer de conclusion.

Sarr (2005) fait une analyse de la soutenabilité en zone UEMOA en testant la stationnarité du ratio dette sur PIB nominal des pays de ladite zone sur la période 1972-2002. Il en conclut que les politiques budgétaires des pays de la zone n'étaient pas soutenables.

Ary-Tanimoune (2011) présente une évaluation empirique des mécanismes budgétaires dans l'UEMOA sur la période 1986-2006. Il s'en dégage que, face à un choc d'endettement, les ajustements budgétaires semblent passer par les dépenses publiques courantes alors que les recettes publiques totales seraient davantage utilisées en cas de choc de production.

Afin d'évaluer la soutenabilité de la dette intérieure du Zimbabwe sur la période 1980-2007, Chikoko & Mupunga (2012) utilisent le test de cointégration pour analyser l'évolution des séries chronologiques de dépense publique, des recettes de l'Etat et du déficit budgétaire. En introduisant une rupture structurelle en 2001, les résultats d'analyse révèlent que les dépenses et les recettes publiques sont intégrées d'ordre un et donc, ne sont pas cointégrées. En conséquence, la dette intérieure du Zimbabwe est non soutenable. Les dépenses publiques étant incompressibles car à des niveaux bas, les résultats de l'étude de Chikoko & Mupunga (2012) traduisent la nécessité d'élargir l'assiette fiscale afin d'assurer une croissance économique au Zimbabwe.

Les études empiriques évaluant la conformité aux CBI peuvent généralement être classées en deux volets. Les études qui adoptent une approche univariée analysent le comportement d'inversion moyenne des séries de déficit et de ratio dette / PIB (Hamilton et Flavin, 1986 ; Wilcox, 1989). Celles qui utilisent l'approche multivariée ont conduit à examiner la relation de long terme entre les flux de recettes et de dépenses (Trehan et Walsh, 1988 ; Hakkio et Rush, 1991 ; Haug, 1991 ; Quintos, 1995).

Les études ultérieures ont affiné l'analyse en intégrant la possibilité de changements structurels associés à différents degrés de soutenabilité (Quintos, 1995 ; Martin, 2000 ; Afonso, 2005) et ont également généralisé la définition de la soutenabilité afin de faire la distinction entre strict et faible soutenabilité. Avec les progrès des techniques de cointégration, la relation à long terme entre recettes et dépenses a été largement examinée pour évaluer la soutenabilité des finances publiques (par exemple Payne, 1997 ; Olekalns et Cashins, 1997 ; Hatemi-J, 2002 ; Afonso et Jalles, 2012).

Bohn (1998, 2007) remet toutefois en question la littérature chronologique sur la politique fiscale, suggérant que les tests de viabilité fondés sur la stationnarité sont invalides, car dans un échantillon infini, tout ordre d'intégration de la dette est cohérent avec la condition de transversalité, qui implique que la contrainte budgétaire intertemporelle puisse être satisfaite même si ces tests de séries chronologiques ne le sont pas. De plus, les tests de durabilité de la série chronologique n'identifient pas explicitement les réactions de politique budgétaire à la base des données. De ce fait, ils n'apportent pas beaucoup de lumière sur le type de politiques susceptibles d'assurer la soutenabilité.

Adams et al. (2010) et Bohn (1998, 2007) ont donc suggéré une autre approche de la viabilité budgétaire fondée sur un modèle. Si les autorités budgétaires prennent des mesures correctives pour faire face à la détérioration de la situation de la dette, les ratios d'endettement croissants entraînent des excédents primaires plus élevés par rapport au PIB, ce qui indique une tendance au retour à la moyenne. En conséquence, un retour stable et strictement positif de l'encours de la dette sur le surplus primaire est une condition suffisante pour la soutenabilité. L'approche empirique (Prohl et Schneider, 2006 ; Ghatak et Sánchez-Fung, 2007 ; Afonso et Jalles, 2012 ; Carrion-i-Silvestre, 2015 ; Mackiewicz-Lyziak, 2005) a également été largement utilisée.

Malgré les avantages de ces nouvelles approches, nous constatons que les économistes n'ont pas tranché quant à la meilleure technique pour évaluer la soutenabilité de la dette publique. En effet, aucune théorie, ni aucun critère ne permettent d'établir la frontière entre une dette soutenable et une dette non soutenable. En 2010, le Japon présentait le taux d'endettement public le plus élevé (223% du PIB contre 143% en Grèce, 96%

en Irlande et 93% au Portugal). Et pourtant, les taux d'intérêt sur les titres publics à 10 ans japonais sont restés inférieurs à 2%. L'explication de la relative confiance dans la dette publique japonaise réside dans son caractère interne. En effet, la dette publique japonaise est détenue à plus de 90% par les résidents japonais (Schwengler, 2012).

IV. Méthodologie

4.1 Le modèle

Les modèles « *AutoRegressive Distributed Lag/ARDL* » sont des modèles dynamiques. Ces derniers ont la particularité de prendre en compte la dynamique temporelle (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable (série chronologique), améliorant ainsi les prévisions et l'efficacité des politiques (décisions, actions, etc.), contrairement au modèle simple (non dynamique) dont l'explication instantanée (effet immédiat ou non étalé dans le temps) ne restitue qu'une partie de la variation de la variable à expliquer.

Dans un modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL), on retrouve, parmi les variables explicatives (X_t), la variable dépendante décalée (Y_{t-p}) et les valeurs passées de la variable indépendante (X_{t-q}). Ils ont la forme générale suivante :

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-p}, X_{t-q}) \dots (1)$$

Ces modèles dynamiques souffrent généralement de problèmes d'autocorrélation d'erreurs, avec la présence de la variable endogène décalée comme explicative (modèles AR et ARDL), et de multi-colinéarité (modèles DL et ARDL). Ici, il convient de recourir aux techniques d'estimation robuste (méthode SUR, etc.) pour pallier à ces problèmes. Aussi, l'on retiendra que les variables considérées dans ces modèles se doivent d'être stationnaires pour éviter des régressions fallacieuses. Sous sa forme (explicite) générale, un modèle ARDL s'écrit comme suit :

$$Y_t = \varphi + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + b_0 X_t + \dots + b_q X_{t-q} + e_t \dots (2)$$

$$Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_j X_{t-j} + e_t \dots (3)$$

Avec $e_t \sim iid(0, \sigma)$: terme d'erreur ; « b_0 » traduit l'effet à court terme de X_t sur Y_t . Si l'on considère la relation de long terme ou d'équilibre suivante « $Y_t = k + \phi X_t + \mu$ », l'on peut calculer l'effet à long terme de sur (soit « ϕ ») comme suit :

$$\phi = \frac{\sum b_j}{(1 - \sum a_i)}$$

Comme pour tout modèle dynamique, l'on se servira des critères d'information (AIC, SIC et HQ) pour déterminer le décalage optimal (p^* ou q^*) ; un décalage optimal est celui dont le modèle estimé offre la valeur minimale d'un des critères énoncés. Ces critères sont : celui d'Akaike (AIC), celui de Schwarz (SIC) et celui de Hannan et Quinn (HQ). Leurs valeurs sont calculées comme suit :

$$\begin{aligned} AIC(p) &= \log|\hat{\Sigma}| + \frac{2}{T} n^2 p \\ SIC(p) &= \log|\hat{\Sigma}| + \frac{\log T}{T} n^2 p \\ HQ(p) &= \log|\hat{\Sigma}| + \frac{2 \log T}{T} n^2 p \end{aligned}$$

Avec : Σ = matrice des variance-covariance des résidus estimés ; T = nombre d'observations ; p = décalage ou lag du modèle estimé ; et n = nombre de régresseurs.

Tous ces modèles dynamiques peuvent aider à capter la dynamique de court terme et les effets à long terme d'une ou plusieurs variables explicatives sur une variable à expliquer. Cela ne sera possible que si les séries chronologiques sous études sont cointégrées, permettant ainsi l'estimation d'un modèle à correction d'erreur/MCE.

L'on retiendra d'un modèle ARDL que, faisant partie de la famille des modèles dynamiques, il permet d'estimer les dynamiques de court terme et les effets de long terme pour des séries cointégrées ou même intégrées à des ordres différents comme on le verra avec l'approche de test aux bornes de Pesaran et al. (1996), Pesaran et Shin (1995), et Pesaran et al. (2001).

4.2 Méthode d'estimation

La stratégie empirique repose sur deux approches alternatives proposées par Hakkio et Rush (1991) et Bohn (1998). Le cadre théorique qui sous-tend la première approche repose sur la contrainte budgétaire

dynamique du gouvernement et sur l'hypothèse que le taux d'intérêt suit un processus stochastique stationnaire. La viabilité budgétaire peut ensuite être testée par la régression de cointégration suivante :

$$R_t = a + bG_t + \mu_t,$$

Où R_t et G_t sont les revenus et les dépenses du gouvernement, y compris les paiements d'intérêts sur la dette; μ_t est une variable aléatoire stationnaire, a et b sont des paramètres de cointégration. D'après Quintos (1995), la viabilité budgétaire existe sous une forme «forte» si R_t et G_t sont cointégrés et que $b = 1$. La position budgétaire n'est au contraire que «faiblement» soutenable si $0 < b < 1$. Dans ces conditions de durabilité moins rigoureuses, les dépenses publiques augmentent en moyenne plus rapidement que les recettes. Enfin, si l'hypothèse nulle $b = 0$ ne peut être rejetée, l'orientation budgétaire n'est pas soutenable.

La stratégie alternative proposée par Bohn (1998) consiste à vérifier s'il existe une réponse corrective du gouvernement à l'augmentation de la dette publique. Le modèle proposé par Bohn se présente comme suit :

$$PS_t = \rho B_t + \alpha Z_t + \varepsilon_t$$

Où PS_t est le solde primaire, B_t est le niveau de la dette dans l'économie au début de la période t (qui peut être approximée par le niveau de la dette au cours de la période t - 1) et Z_t est un vecteur de variables explicatives du cycle économique. La condition suffisante pour la soutenabilité exige $\rho > 0$ pour que le gouvernement prenne des mesures correctives de réduction du niveau des dépenses (hors intérêts de la dette) et / ou augmentation des rentrées fiscales pour compenser les variations du niveau de la dette.

Dans notre analyse nous allons augmenter le modèle en ajoutant la variable qualité des institutions. Ainsi la forme fonctionnelle de notre modèle est la suivante :

$$Sold_prim_t = \alpha_0 + \alpha_1 Dette_{t-1} + \alpha_2 ygap_t + \alpha_3 dp_gap_t + \alpha_4 institution_t + \varepsilon_t(4)$$

Avec :

$Sold_prim_t$ Solde primaire à la période t

$Dette_{t-1}$ Dette publique à la période t-1

$ygap_t$ L'écart de production à la période t

dp_gap_t L'écart des dépenses publiques à la période t

$institution_t$ La qualité des institutions à la période t

ε_t le terme de l'erreur à la période

4.3 Les variables du modèle

Les variables suivantes ont été retenues en fonction de leur disponibilité, et couvrent la période allant de 1984 à 2017. Elles proviennent de la base de données de la Banque Mondiale (WDI, 2018). Le choix de la période repose sur la disponibilité de données. Ce sont :

- Le solde budgétaire primaire (*Solde prim*). C'est l'un des facteurs conditionnant l'évolution à la hausse ou à la baisse du ratio dette / PIB. Il est généralement utilisé pour tester la soutenabilité de la dette publique, et correspond à la situation budgétaire pour une période donnée hors paiement des intérêts sur la dette publique. C'est la variable dépendante du modèle.
- La dette publique (*Dette*) mesurée par la dette extérieure en pourcentage du PIB à la fin de période t – 1. Selon la littérature économique, on devrait s'attendre à un coefficient positif jusqu'à un certain niveau.
- L'écart de production (*ygap*) : est obtenu par le lissage du PIB réel par le filtre HP (Hodrick- Prescott). Il prend compte des conditions cycliques
- L'écart de dépenses publiques (*dpgap*) est mesuré en tant que rapport à la production potentielle (dépense), c'est-à-dire la production réelle (dépense) moins la production potentielle (dépense) divisée par la production potentielle (dépense) lorsque la production potentielle est approximée par la tendance obtenue avec la méthode de Hodrick. Filtre Prescott.
- Qualité des institutions (*Institution*) est calculée à partir de l'ACP des variables corruption, démocratie, stabilité gouvernementale, ordre et droit, conflits ethniques, conflits externes, conflits internes, gouvernance, profil d'investissement conflits militaires, tensions religieuses et les conditions socio-économiques. Toutes les variables sont mesurées par rapport au PIB à l'exception de la qualité des institutions afin d'obtenir une définition plus naturelle de la soutenabilité qui tienne au même rythme que la croissance économique (Afonso, 2005) et d'obtenir des séries de même ampleur offrant des informations facilement interprétables. Les données relatives au solde budgétaire primaire, à la dette publique et l'écart des dépenses publiques obtenu par le lissage des dépenses publiques par le filtre HP (Hodrick- Prescott) sont extraites de la base de données de la

banque des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). L'écart de production est obtenu par le lissage du PIB réel par le filtre HP (Hodrick-Prescott) est extrait de la base de la banque mondiale.

Nous analyserons d'abord la présence de racine unitaire à l'aide des tests classiques Augmented Dickey-Fuller (ADF) et Phillips-Perron (PP), puis la relation de cointégration à l'aide du bound test de Pesaran et al. (2001) et enfin la relation de long et de court terme.

V. Résultats et interprétation

5.1 Tests de racines unitaires et de cointégration

Dans l'analyse des séries chronologiques, avant d'exécuter le test de causalité, les variables doivent être testées pour la stationnarité. À cette fin, dans la présente étude, nous utilisons les tests ADF classiques, le test de Phillips-Perron d'après Phillips et Perron (1988) et le test de détournement par la méthode des moindres carrés généralisés (DF-GLS) de Dickey-Fuller proposé par Elliot et al. (1996). Le test des limites ARDL est basé sur l'hypothèse que les variables sont I (0) ou I (1). Donc, avant d'appliquer ce test, nous déterminons l'ordre d'intégration de toutes les variables à l'aide des tests de racine unitaire. L'objectif est de s'assurer que les variables ne sont pas I (2) afin d'éviter des résultats erronés. En présence de variables intégrées d'ordre 2, nous ne pouvons pas interpréter les valeurs des statistiques F fournies par Pesaran et al. (2001).

Les résultats des tests de stationnarité montrent que les variables solde budgétaire, dette publique retardé et institution sont non stationnaires au niveau tandis que les variables écart de production et écart des dépenses sont stationnaires niveau. Les tests ADF et Phillips-Perron appliqués à la première différence des séries de données rejette l'hypothèse nulle de non-stationnarité pour les variables solde budgétaire, dette publique retardé et institution. Il convient donc de conclure que ces variables sont intégrées d'ordre un (Tableau 1). Donc aucune série n'est intégrée d'ordre deux I(2) ou plus, ce qui est primordiale pour l'application de l'ARDL.

Tableau 1 : Tests de racines unitaires

Variables	A niveau		En difference	
	ADF	PP	ADF	PP
solde primaire	-2.708 (0.083)	-2.742 (0.077)	-4.844*** (0.000)	-5.209*** (0.000)
dette publique (-1)	-1.223 (0.651)	-1.026 (0.731)	-3.164** (0.032)	-6.745*** (0.000)
écart de production	-4.197*** (0.002)	-6.039*** (0.000)	-9.684*** (0.000)	-30.724*** (0.000)
écart de dépense	-4.465*** (0.001)	-10.880*** (0.000)	-4.938*** (0.000)	-24.048*** (0.000)
institution	-1.367 (0.586)	-1.367 (0.586)	-6.811*** (0.000)	-6.811*** (0.000)

Source: Auteur

NB : ***, ** représentent respectivement la significativité à 1% et 5%

() représente les p-values

- Test de cointégration

Étant donné que les résultats des tests de racine unitaire rapportés dans le tableau 1 sont un mélange de processus I (0) et I (1), le test lié à l'approche de cointégration de l'ARDL est choisi pour l'analyse en raison des avantages suivants. Premièrement, il est applicable quelles que soient les variables à l'étude, elles sont purement I (0) ou I (1) ou mutuellement intégrées. Deuxièmement, il convient de tester la cointégration pour les petits échantillons de données. Enfin, l'ARDL estime simultanément long terme et court terme sans perdre les informations à long terme (Pesaran et al., 2001 ; Pesaran et Shin, 1999 ; Narayan, 2005 ; Shrestha et Chowdhury, 2005).

Par conséquent, de l'équation (4), nous construisons le modèle de correction d'erreur sans restriction (MCE) en utilisant la longueur du retard des premières variables différenciées de la forme :

$$\begin{aligned} \Delta sold_prim_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dette_1_{t-1} + \alpha_2 pib_gap_{t-1} + \alpha_3 dp_gap_{t-1} + \alpha_4 institution_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^p \alpha_{5,t} \Delta dette_1_{t-1} + \sum_{i=0}^p \alpha_{6,t} \Delta pib_gap_{t-1} + \sum_{i=0}^p \alpha_{7,t} \Delta dp_gap_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^p \alpha_{8,t} \Delta institution_{t-1} + \mu_{t,1} \end{aligned} \quad (5)$$

Δ est le premier opérateur de différence, p est la longueur du retard, α_i est le coefficient des variables correspondant aux dynamiques à long terme et à court terme.

La deuxième étape de l'estimation des ARDL implique le test de Wald (test F) pour l'hypothèse conjointe. L'hypothèse nulle est que les coefficients des variables retardées sont égaux à zéro, ce qui implique l'absence de relation à long terme entre les variables, alors que l'hypothèse alternative indique qu'au moins l'un de ces coefficients n'est pas égal à zéro. De manière représentative, les hypothèses nulle et alternative sont spécifiées :

$H_N: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$ (pas de relation à long terme)

$H_A: \rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots = \rho_k \neq 0$ (existence d'une relation à long terme).

La statistique F a une distribution non standard qui dépend des variables intégrées incluses dans le modèle ARDL : I (0) ou I (1). Les valeurs critiques sont plutôt fournies par Pesaran et al, 2001 et Narayan (2005). La valeur F calculée à partir du modèle ARDL est comparée aux valeurs critiques fournies par Pesaran et al., (2001) ou Narayan (2005) pour l'existence d'une relation à long terme. Si la statistique F calculée est supérieure à la valeur de la limite supérieure, nous pouvons conclure qu'aucune relation à long terme n'est rejetée par rapport à l'hypothèse alternative selon laquelle une relation à long terme existe. Inversement, si la statistique F est inférieure aux valeurs de la limite inférieure, l'hypothèse nulle est acceptée suggérant que la relation à long terme n'existe pas. Enfin, si les statistiques F se situent entre les valeurs critiques des limites supérieure et inférieure, le résultat n'est pas concluant. Dans ce cas, le rang de cointégration des variables de forçage doit encore être calculé (Pesaran et al., 2001).

Tableau-2 : Test de cointégration ARDL

	K	F-statistique	Valeurs critiques à 1%	
			LBCV, I(0)	UBCV, I(1)
$sold_prim_t(sold_prim_t, dette_1_t, pib_gap_t, dp_gap_t, institution_t)$	5	4.349***	3.06	4.15

Source: auteur

*** représente la significativité à 1%

Le tableau 2 ci-dessus, présente les résultats du test de cointégration, dans lequel les statistiques F calculées de 4.349 est supérieure à la valeur de la limite supérieure fournie par Narayan (2005) au niveau de 1%. Cela valide le rejet de l'hypothèse nulle par rapport à l'hypothèse alternative selon laquelle il existe une preuve de relation de cointégration entre les variables du modèle. Une fois qu'une relation de cointégration est établie, l'étape suivante consiste à estimer la relation à long terme et le modèle de correction d'erreur (MCE) pour l'équation (5).

Les résultats des estimations de long terme et de court terme sont reportés dans les tableaux suivant.

Tableau 3 : coefficients de long terme, variable dépendante (Isold_prim)

ARDL (2, 2, 2, 1, 2, 2)			
variables	Coefficients	Std. Error	t-Statistic
dette_1	0.302**	0.116	2.601
(dette_1) ²	-0.003**	0.001	-2.415
dp_gap	0.012	0.021	1.382
pib_gap	-0.029	0.048	-0.598
institution	0.124	0.090	-0.787
c	5.494	5.295	1.037

Source: Auteur

Remarque : ** dénotent de la significativité à 5%.

Les coefficients à long terme de la dette publique sont positifs et statistiquement significatifs, ce qui indique qu'une hausse de la dette engendre une hausse du solde primaire, donc un accroissement du déficit primaire. Les estimations indiquent que le solde primaire s'accroît en moyenne de 0.302 point de pourcentage en réponse à une augmentation d'un point de pourcentage du ratio d'endettement. Cela signifie qu'une augmentation du ratio Dette/PIB entraîne un accroissement du déficit primaire.

La dette retardée d'une période élevée au carré a un impact négatif et significatif sur le solde primaire. Ce qui traduit la non linéarité entre le déficit primaire et le ratio Dette/PIB.

L'écart des dépenses publiques et la qualité des institutions ont un effet positif et non significatif sur le solde primaire. Le PIB potentiel a un effet négatif et non significatif sur le solde primaire.

Tableau 4 : coefficients de court terme, variable dépendante (Isold_prim)

Variables	ARDL(2, 2, 2, 1, 2, 2)		
	coefficients	Std. Error	t-Statistic
D(SOLDE_PRIM(-1))	0.956***	0.155	6.133
D(DETTE_1)	0.465***	0.125	3.709
D(DETTE_1(-1))	0.384***	0.093	4.108
D(DETTE ² _1)	-0.005***	0.001	-3.897
D(DETTE ² _1(-1))	-0.004***	0.001	-4.082
D(DP_GAP)	0.113***	0.0207	5.418
D(PIB_GAP)	0.113***	0.020	5.450
D(PIB_GAP(-1))	0.052***	0.010	4.803
D(INSTITUION)	-0.435***	0.104	-4.172
D(INSTITUION(-1))	-0.426***	0.105	-4.047
CointEq(-1)*	-0.999***	0.151	-6.595
R-squared	0.826		
Adjusted R-squared	0.740		
Durbin-Watson stat	2.545		

Source: auteur

Remarque : *** dénotent la significativité à 1%

Le coefficient de correction d'erreur est statistiquement significatif. L'ECT négatif indique que le système est conduit vers son chemin de cointégration à long terme. Le coefficient d'ECT reflétant la rapidité de l'ajustement est estimé à environ -0.999.

Le signe et l'importance du coefficient estimé du solde primaire retardé période est positif et significatif. On constate donc que la politique budgétaire a un fort degré d'inertie, ce qui fait que le signe et l'ampleur des déficits primaires en une année dépendent fortement des résultats et décisions budgétaires des années précédentes. Cela ne devrait pas surprendre, car les plans budgétaires des gouvernements s'étendent généralement sur plusieurs années, et bon nombre des revenus et des dépenses sont irréversibles à court terme. La réaction du solde primaire à la dette et à la dette retardée à un effet positif et significatif. Ce qui signifie que l'augmentation de la dette entraîne un accroissement du déficit primaire.

La dette au carré et la dette au carré retardée d'une période ont un effet négatif et significatif sur le solde primaire. Confirmant ainsi, l'effet de la non linéarité entre la dette et le solde primaire.

Aussi, les dépenses publiques ont un impact positif à court terme sur le solde primaire. Enfin, la qualité des institutions et la qualité des institutions retardée d'une période influencent négativement le solde primaire. Ce qui signifie qu'une bonne qualité des institutions entraîne une réduction du déficit primaire.

De plus, le coefficient de détermination (R^2), qui mesure la qualité de l'ajustement de la droite de régression estimée, est 0.826. Cela suggère que le modèle présente une qualité d'ajustement élevée d'environ 82,6% de la variation de Solde primaire, ce qui est illustré par les variables explicatives du modèle estimé. Le Durbin – Watson de 2.545a confirmé l'absence d'autocorrélation dans les termes d'erreur stochastique.

Pour garantir des résultats statistiquement robustes et fiables, nous avons soumis les modèles à des tests de diagnostic. Le tableau 5 présente les résultats des tests de diagnostic dans lesquels le test LM de corrélation en série montre l'absence d'autocorrélation dans la méthode stochastique. Les tests CUSUM et CUSUMS au carré justifient la stabilité du modèle à long terme.

Tableau -5 :test diagnostique à court terme

Corrélation des séries χ^2	3.238 (0.075)	Test de Ramsey χ^2 (1)	3.459 (0.05)
J-B Test de Normalité χ^2	0.367 (0.832)	CUSUM et CUSUMSQ	Stable
Hétéroscédasticité χ^2 (1)	0.685 (0.767)		

Source : auteur

La relation positive entre la dette publique et le solde primaire indique qu'une augmentation du ratio dette/PIB entraîne un accroissement du solde primaire. En effet, le solde primaire dépend des dépenses publiques (consommation et investissement) qui sont source de croissance et des recettes publiques qui augmentent avec le PIB/tête pour assiette fiscale donnée. Ainsi, le niveau élevé de la dette et du déficit primaire pourrait entraîner des pressions inflationnistes qui conduirait à une hausse des taux d'intérêt à court terme. La hausse des taux d'intérêt entraînerait l'éviction des dépenses privées par les dépenses publiques. La hausse de la dette agit comme une taxe distortive puisque les agents économiques supposent qu'une part de leurs revenus future sera utilisée pour rembourser la dette et donc réduisent leurs investissements, entraînant une baisse de la croissance économique.

En effet, selon Rina et al (2004) la dette extérieure a le potentiel de stimuler la croissance économique à condition qu'elle serve à financer des investissements. Mais l'endettement doit être mesuré car lorsque le rendement du capital baisse, les avantages nets de tout nouvel investissement pourraient diminuer à mesure que la dette s'accroît. Ainsi la dette publique a effet positif sur l'investissement et la croissance s'il reste en dessous d'un certain seuil au-delà duquel son effet devient négatif donnant lieu à une relation en forme de courbe de « Laffer » entre la dette d'une part, l'investissement et la croissance du revenu par habitant d'autre part. Au-dessus de ce seuil, une baisse du stock de la dette (à travers l'allègement de la dette), augmente la valeur actualisée nette attendue du remboursement. Telle était la situation de la Côte d'Ivoire avant de bénéficier de l'initiative PPTE.

L'évolution actuelle de la dette ivoirienne depuis l'atteinte du point d'achèvement, avec un ratio dette/PIB qui est passé respectivement de 34,2% en 2012 à 45,3% en 2017 et à 48,7% en septembre 2019 (bulletin statistique de la dette) pourrait conduire à un risque de surendettement.

La relation négative entre la qualité des institutions et le solde primaire, montre qu'une bonne qualité des institutions entraîne une réduction du déficit primaire. En effet, une bonne qualité des institutions conduirait à une modernisation de l'administration et donc une efficacité plus accrue des administrations financières. Une administration moderne et forte pourrait être plus à même d'appliquer de nouvelles mesures et de produire ainsi une augmentation rapide des recettes. L'accroissement des recettes entraînerait une croissance du PIB qui s'explique en partie par le renforcement de la viabilité de l'action de l'État.

5.2 Analyse de robustesse des résultats

L'objectif est ici de tester la soutenabilité de la dette de la Côte d'Ivoire. Généralement, les méthodes empiriques d'évaluation de la soutenabilité reposent sur des projections du déficit public et de la dette. La plus simple des méthodes consiste à faire des projections de dette publique à moyen et long termes en faisant l'hypothèse que la structure des dépenses et des recettes publiques ne change pas. Ces projections prennent en compte un scénario d'évolution du progrès technique, de la démographie, des taux d'intérêt et de toute autre variable pertinente. Des méthodes plus sophistiquées envisagent les risques qui entourent ces projections.

Une autre méthode économétrique est celle de Hamilton et Flavin (1986). Elle repose sur l'évaluation de la soutenabilité des finances publiques au moyen de tests de stationnarité sur des séries de dettes et de déficits publics, ou de tests de cointégration entre recettes et dépenses, dans la lignée des travaux de Granger (1981) et Engle et Granger (1987). C'est cette méthode que nous utilisons pour tester la soutenabilité de la dette Ivoirienne.

- Test de stationnarité

Les résultats de l'estimation des tests de stationnarité à niveau sont présentés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 6 : test de racine unitaire

test	t-stat	p-value
ADF constant	-2.960411	0.6875
ADF trend et constant	-3.580623	0.0084
ADF none	-1.952066	0.3217

PP constant	-2.954021	0.6214
PP trend et contant	-3.552973	0.1717
PP none	-1.951332	0.4961

Source: auteur

Nous avons estimé les trois modèles du test de dickey fuller Augmenté et de philips-perron. Lorsque la p-value est supérieure au seuil, le processus est non stationnaire H_0 est accepté. Si en revanche la p-value \leq (1% ou 5%) H_0 est rejetée, le processus est alors dit stationnaire sous ce seuil.

A l'issue de l'estimation des trois modèles et en suivant le schéma du test de stationnarité (recherche de la racine unitaire), nous remarquons que les p-value des tests reportés ci-dessus sont supérieures pour la plupart aux seuils de 1% et 5%, ce qui nous conduit à accepter l'hypothèse nulle. La série admet une racine unitaire et ne peut donc être stationnaire.

La série admet une racine unitaire et ne peut donc être stationnaire.

L'ensembles des résultats des tests de racine unitaire, nous permet d'affirmer l'existence d'une racine unitaire pour la série dette publique/PIB. Par conséquent, la dette de la Côte d'Ivoire n'est pas soutenable.

- **Test de cointegration**

Les tests de la soutenabilité par des méthodes de cointegration sont fournis par Trehan et Walsh (1988, 1991), Hakkio et Rush (1991), Hang (1991), Ahmed et Rogers (1995), Quintos (1995) et d'autres. Ils s'appuient sur un examen d'une relation de long terme entre les dépenses et les recettes publiques. Il s'agit plus précisément d'étudier s'il existe ou non une combinaison de ces deux variables qui soit stationnaire, c'est-à-dire stable en moyenne. Dans le cas où l'analyse se fait en terme de cointégration, l'objectif est de mettre en évidence l'idée que la dette extérieur est soutenable lorsqu'il existe une relation de long terme entre la dette publique/PIB et le solde primaire. Il est possible de définir par cette voie des tests de cointégration d'équivalence et sectoriels pour mieux cerner la responsabilité du secteur public et privé dans le processus d'accumulation de la dette extérieure. L'intuition de cette analyse est qu'elle constitue une généralisation des analyses de stationnarité sur le solde du compte courant.

La première exigence que le pays doit respecter pour tendre vers un sentier de soutenabilité repose sur l'existence d'une relation de cointégration entre les ressources et les dépenses courantes. Deux variables sont dites cointégrées quand chacune d'elles suit un processus non stationnaire en niveau, mais intégrées en différence avec un ordre identique supérieur ou égal à 1, et qu'il existe une combinaison linéaire entre ces variables qui soient stationnaires. L'idée est de tester l'hypothèse nulle de non cointégration en vérifiant si le terme de correction d'erreur dans le modèle à correction d'erreur construit à cet effet est significativement égal à zéro. Les résultats des tests de cointégration de johansen sont reportés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 7: Test de cointégration de johansen

Hypothèses	Valeur propre	Trace Statistic	Valeur critique 0,05	Probabilité
None	0.339	13.742	15.494	0.090
At most 1	0.014	0.474	3.841	0.491

Source: Auteur

L'interprétation du test se fait de façon séquentielle partant de $r = 0$ à $r = p - 1 = 2$. L'on s'arrête dès que l'hypothèse nulle est acceptée.

La première ligne du tableau teste l'hypothèse selon laquelle $r = 0$, c'est-à-dire qu'il n'existe pas de relation de cointégration. Pour cette hypothèse, la statistique de la trace reporte une valeur de 13.742, inférieure aux valeurs critiques à 5% (15.494), ce qui conduit à accepter l'hypothèse qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables. La ligne suivante du tableau teste l'hypothèse d'au plus une relation d'intégration. Cette hypothèse ne peut être rejetée car la valeur de la statistique de la trace est inférieure à la valeur critique à 5%. La procédure de test s'arrête à ce niveau. Finalement, la statistique de la trace indique qu'il n'y a aucune relation de cointégration aux seuils de 5%.

L'absence de relation de cointégration montre que la dette ivoirienne n'est pas soutenable confirmant ainsi les résultats des tests de stationnarité.

VI. Conclusion

L'objectif de cet article était d'analyser empiriquement la soutenabilité de la dette extérieure ivoirienne. En effet, la soutenabilité de la dette désigne l'aptitude du pays débiteur à satisfaire entièrement à ses obligations extérieures actuelles et futures sans devoir recourir à un rééchelonnement. L'analyse de la soutenabilité de la dette publique a fait l'objet de nombreux travaux de recherche, avec des logiques plus ou moins différentes. Nous distinguons ceux qui font une analyse statique (basée sur les ratios et les indicateurs) et ceux qui font une analyse dynamique (basée sur la contrainte budgétaire intertemporelle). Pour vérifier la contrainte budgétaire intertemporelle, plusieurs études ont été effectuées. La plupart de ces études analysent soit la stationnarité de certains indicateurs macroéconomiques (séries de dette et du solde primaire, série dette/PIB, service de la dette/recettes nettes d'exportation), soit les relations de cointégration entre certains indicateurs macroéconomiques (séries de la dette et du solde primaire, séries des recettes, des dépenses et de la dette). Dans cet article, nous avons utilisé un modèle ARDL pour analyser les effets de la dette sur le solde primaire. Nous avons aussi étudié la stationnarité de la série de Dette sur PIB ainsi que le test de cointégration de Johansen entre le solde primaire et la dette sur une période allant de 1984 à 2017. Nos résultats empiriques nous permettent de tirer la conclusion suivante : la dette publique a un effet positif sur le solde primaire, tandis que la dette au carré a un effet négatif sur le solde primaire. Les dépenses publiques ont un effet positif et significatif tandis que la qualité des institutions a un effet négatif significatif sur le solde primaire. Les résultats des tests de stationnarité nous permettent de conclure à l'absence de stationnarité du ratio Dette / PIB et l'hypothèse de cointégration entre le solde primaire et le ratio /PIB est rejetée ; ce qui nous permet d'attirer l'attention sur un risque d'insoutenabilité de la dette la Côte d'Ivoire.

C'est pourquoi des réformes structurelles sont nécessaires afin d'accélérer la diversification de l'économie. Ainsi nous préconisons ce qui suit :

- Renforcer l'assainissement des finances publiques en ramenant le déficit structurel à un niveau soutenable en permanence à moyen terme et en poursuivant les réformes dans l'administration publiques,
- Renforcer la capacité de gestion de la dette publique en évitant de nouveaux risques de surendettement, en promouvant une croissance forte et en accélérant le processus de diversification de l'économie afin accroître le potentiel de croissance.

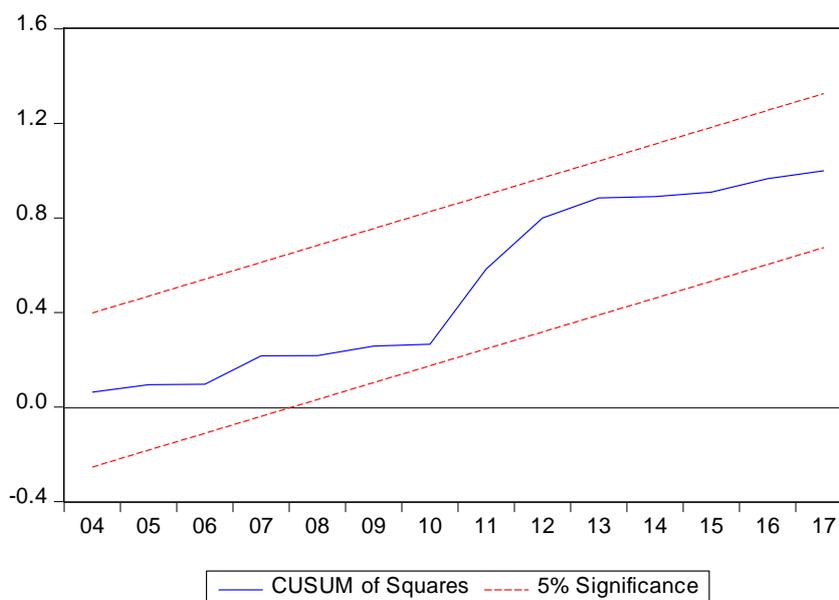
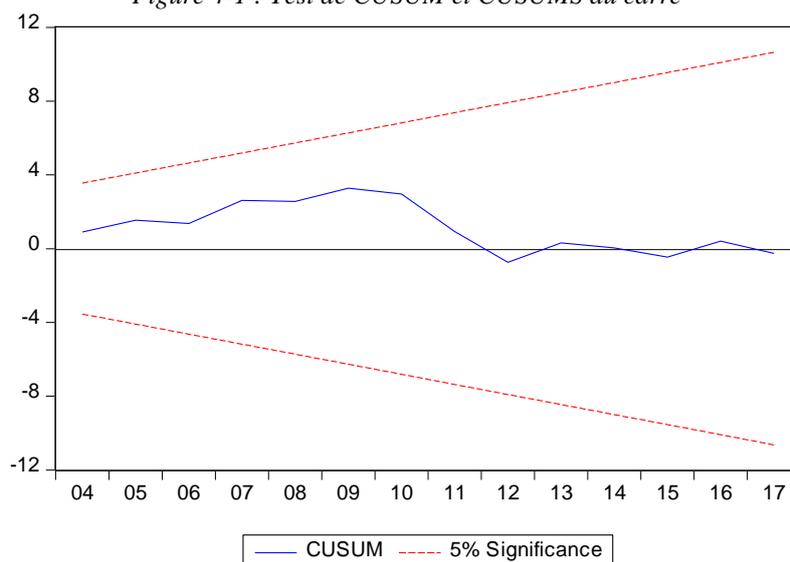
Bibliographie

- [1]. Adams, C., Ferrarini, B., & Park, D. (2010). Fiscal sustainability in developing Asia. *Asian Development Bank Economics Working Paper Series*, (205).
- [2]. Afonso, A. (2005). Fiscal sustainability: The unpleasant European case. *FinanzArchiv/Public Finance Analysis*, 19-44.
- [3]. Afonso, A. and Jalles, J. T., (2012). Revisiting fiscal sustainability: panel cointegration and structural breaks in OECD countries. ECB Working Paper, No. 1465.
- [4]. Ary-Tanimoune, N. (2011, Janvier), « La convergence économique en zone UEMOA : une analyse empirique du critère budgétaire », (C. d. Africaine, Éd.) *Revue africaine de l'intégration*, 4(2), pp. 26-51.
- [5]. Bénassy-Quéré, A., & Roussellet, G. (2014). Fiscal sustainability in the presence of systemic banks: the case of EU countries. *International Tax and Public Finance*, 21(3), 436-467.
- [6]. Bohn, H., (1998). The behavior of U.S. public debt and deficits. *Quarterly Journal of Economics*, 113, pp. 949-963.
- [7]. Bohn, H., (2007). Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of Monetary Economics*, 54, pp. 1837-1847.
- [8]. Brand, T., & Poplawski Ribeiro, M. (2010). La soutenabilité des finances publiques. *CEPII: L'économie mondiale*, 66-75.
- [9]. Carrion-i-Silvestre, J.L. and Sanso, A., (2006). Testing the null of cointegration with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68, pp. 623-646.
- [10]. Carrion-i-Silvestre, J.L., (2015). Fiscal deficit sustainability of the Spanish region. *Regional Studies*, 50, pp. 1-12.
- [11]. Chikoko, L., & Mupunga, N. (2012). A cointegration approach to analysis of domestic debt sustainability in Zimbabwe. *Revue Africaine de l'Intégration et du Développement*, 5(2), 1-25.
- [12]. Ghatak, S. and Sánchez-Fung, J. R., (2007). Is fiscal policy sustainable in developing economies? *Review of Development Economics*, 3, pp. 518-530.
- [13]. Greiner, A. and Fincke, B., 2009, *Public Debt and Economic Growth*, Springer, Heidelberg.
- [14]. Greiner, A. and Fincke, B. (2011), "Debt Sustainability in Selected Euro Area Countries: Empirical Evidence Estimating Time-Varying Parameters" *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 15(3), Article 2.
- [15]. Hakkio, C.S. and Rush, M., (1991). Is the budget deficit 'too large?' *Economic Inquiry*, 29, pp. 429-45.
- [16]. Hamilton, J. and Flavin, M., (1986). On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. *American Economic Review*, 76, pp. 808-819.
- [17]. Hatemi, J.A., (2002). Fiscal policy in Sweden: effects of EMU criteria convergence. *Economic Modelling*, 19, pp. 121-136.
- [18]. Jondeau, E., (1992), "La soutenabilité de la politique budgétaire", *Economie et prévision*, N°104, pp.1-17.
- [19]. Mackiewicz-Lyziak, J., (2015). Fiscal sustainability in CEE countries: the case of the Czech Republic, Hungary and Poland. *Equilibrium*, 10, pp. 53-71.
- [20]. Martin G., (2000). US deficit sustainability: a new approach based on multiple endogenous breaks. *Journal of Applied Econometrics*, 15, pp. 83-105.
- [21]. Neck, R., and Sturm, J., E, 2008, *Sustainability of public debt*, MIT Press, Cambridge, 271 pp.
- [22]. Paquet, A. (1999). Prudence fiscale, indicateurs d'endettement et évolution de l'état des finances des administrations publiques au Canada. *L'Actualité économique*, 75(1-2-3), 475-518.
- [23]. Payne, J.E., (1997). International evidence on the sustainability of budget deficits. *Applied Economics Letters*, 4, pp. 75-779.
- [24]. Prohl, S., & Schneider, F. G. (2006). *Sustainability of public debt and budget deficit: Panel Cointegration analysis for the European Union member countries* (No. 0610). Working Paper.

- [25]. Quintos, C. E. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(4), 409-417.
- [26]. Sarr, F. (2005), « *La soutenabilité de la politique budgétaire dans la zone UEMOA: essai d'évaluation théorique et empirique* » Orléans: Publications du LEO.
- [27]. Shastri, S., Giri, A. K., & Mohapatra, G. (2017). An empirical assessment of fiscal sustainability for selected South Asian economies. *Theoretical & Applied Economics*, 24(1).
- [28]. Smith, A. (2005). *Recherche sur la nature et les causes de la richesse des nations* Mill. Economica.
- [29]. Smith, G. W., & Zin, S. E. (1991). Persistent deficits and the market value of government debt. *Journal of Applied Econometrics*, 6(1), 31-44.
- [30]. Schwengler, B. (2012). *Déficits publics: l'inertie française*. Editions L'Harmattan.
- [31]. Waheed, A. (2016). Sustainability of public debt: empirical analysis for Bahrain. *The Journal of Internet Banking and Commerce*, 21(2), pp. 2-15
- [32]. Wilcox, D., (1989). The sustainability of government deficits: implications of the present value borrowing constraint. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21, pp. 291-306.

Annexes

Figure 4-1 : Test de CUSUM et CUSUMS au carré



Tawa Kouadio Kossonou Ghislain. "Analyse Empirique De La Soutenabilite De La Dette Exterieur Ivoirienne." *IOSR Journal of Economics and Finance (IOSR-JEF)*, 11(5), 2020, pp. 38-50.