

Original Research Article

Effets De La Corruption Sur La Dette Publique Des Pays De La Zone franc CFA

Raphaël Erick Assoa Essono^{1*}, Ibrahim Nji Ngouhouo¹, Armand Manga Akoa²

¹Dschang School of Economics and Management, Université de Dschang, Cameroun

²Faculte des sciences economiques et Gestion, Universite de Yaounde 2, Cameroun

Article History

Received: 07.08.2021

Accepted: 11.09.2021

Published: 16.09.2021

Journal homepage:

<https://www.easpublisher.com>

Quick Response Code



Abstract: We study in this article the influence of corruption on public debt in the African countries of the CFA zone. To do this, the study method that we adopt is the PMG method over a period 2000-2015. Our results show that corruption has a positive influence on public spending in the long term dynamics while this influence is negative in the short term dynamics.

Keywords: Corruption, public debt, African countries, CFA zone, PMG.

Copyright © 2021 The Author(s): This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution **4.0 International License (CC BY-NC 4.0)** which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium for non-commercial use provided the original author and source are credited.

1. INTRODUCTION

Un rapport de (TI, 2016) fait état de ce que sur un ensemble de 176 pays ayant été pris en compte dans le rapport, 69% des pays présentent un score inférieur à 50 et dans bon nombre de pays d'Afrique subsaharienne, ce score est largement inférieur à la moyenne. Les effets de la corruption sur la dette publique ne sont cependant pas connus de façon certaine. La quasi-totalité de la littérature autour de notre sujet d'étude s'accorde néanmoins sur le fait que la corruption nuit sur le bien-être de toute économie. (d'Agostino *et al.*, 2016; Mo, 2001) montrent que la corruption constitue un obstacle pour la croissance, met en évidence la pauvreté (Justesen et Bjørnskov, 2014 ; Gupta *et al.*, 2001). Aussi, la corruption décourage les investissements directs étrangers (Egger et Winner, 2006 ; Wei et Shang-Jin, 2000) tout en réduisant la productivité du capital (Lambsdorff, 2003b), en réduisant le revenu disponible de l'Etat (Aghion *et al.*, 2016; Imam et Jacobs, 2007). De plus, la corruption favorise (Kaufmann, 2010). A notre connaissance, il n'existe cependant pas une étude antérieure fournissant avec précision l'effet négatif de la corruption sur la dette publique. En étudiant l'incidence de la corruption sur la dette publique dans un échantillon de 126 pays sur la période allant de 1996 à 2012 en appliquant simultanément la méthode OLS, la méthode des effets fixes, la méthode des GMM et la méthode des variables instrumentales, (Cooray *et al.*, 2017) montre qu'une

augmentation de la corruption entraîne une augmentation de la dette publique. En appliquant la méthode des GMM sur un large échantillon de pays sur la période 1995-2015, (Benfratello *et al.*, 2017) parviennent à conclure que la corruption entraîne une augmentation de la dette publique. On a pu constater que la corruption constituait un important déterminant d'explication de la dette publique dans les groupes autonomes espagnols (González-Fernández *et al.*, 2014). Des résultats similaires ont été trouvés dans le cas des pays de l'OCDE (Grechyna, 2012). Notre travail se propose de contribuer à la littérature qui existe autour de notre sujet d'étude en faisant une étude empirique de la façon dont la dette publique est affectée par la corruption dans le cas des pays africains de la zone franc. Dans le cadre de ce travail, nous cherchons à savoir comment est-ce que la corruption affecte la dette publique dans les pays africains de la zone franc sur la période de 2000 à 2015. Afin de répondre à cette question, nous faisons recours à la technique de la cointégration robuste à la dépendance interindividuelle, ce point se trouve être particulièrement important dans le contexte de notre étude dans la mesure où notre échantillon pays est constitué d'un ensemble de pays qui appartiennent à une même zone, donc susceptibles de présenter certaines similitudes. Nous nous servons également d'un ensemble de tests de racines unitaires sur données de panel. La suite de notre article est organisée comme suit : dans la section 2, nous

présentons les données ainsi que la méthodologie. Dans la section 3, nous présentons et interprétons les résultats des estimations, puis nous concluons dans la section 4.

2. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

2.1. Description des données et de leurs sources

Pour cette étude, nous faisons usage d'un échantillon de 11 pays ^[1] de la zone franc CFA sur la période allant de 2000 à 2015. La disponibilité des données justifie le choix de cette période d'étude. Le ratio de la dette publique au PIB constitue notre variable dépendante, mesuré par le ratio de la dette brute des administrations publiques rapporté au PIB. Nos données sont issues de différentes base de données dont : WEO (perspectives de l'économie mondiale), FMI (Fond Monétaire International). Nous utilisons l'indice de corruption de l'International Country Risk Guide (ICRG) pour capter l'indicateur de corruption qui constitue notre variable indépendante d'intérêt. Le

choix de cet indice se justifie par deux raisons, considérées ici comme des avantages à l'utilisation de cet indice. D'abord, cet indice de corruption couvre une période d'étude plus longue, depuis 1984 tout en prenant en compte un plus grand nombre de pays (36 pays), de plus, cet indice n'est pas un indice composite, sa comparaison annuelle se trouve être plus fiable par rapport à certains autres indices tels que Transparency International et World Governance Indicators (Hessami, 2014). Il est important de noter que l'indice de corruption de l'ICRG a ses valeurs comprises entre 0 (Pays fortement corrompus) à 6 (pays faiblement corrompus). Dans le souci d'une meilleure interprétation de nos résultats, cet indicateur a été normalisé et re-paramétré suivant une logique intuitive, de manière à ce qu'un score élevé renvoie à un risque de corruption élevée et un score faible renvoie à un risque de corruption faible. Ainsi, nous définissons la variable corruption *Corrup*, de la façon suivante:

$$\text{Corrup}_i = 1 - (\text{score ICRG}_i / \text{ICRG}_{\text{max}}) \text{ équivalant à } \text{corr}_i = 1 - (\text{score ICRG}_i / 6).$$

2.2. Analyse statistique

Table 1: Table statistiques descriptives

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	sources
Corrup	176	1.881866	.5671236	1	3.75	ICRG
Dettepub	176	58.39709	48.29697	.585	228.89	WEO
Depubl	176	78.53851	21.60199	16.71296	111.9283	WDI
Stabilipo	176	.8423295	.7057994	0	2	ICRG
Com	176	82.76464	48.07443	30.73252	351.1057	WDI

Sources: WEO: World Economic Outlook; WDI: Indicateurs du développement dans le monde ; ICRG : International, calculs de l'auteur.

Le tableau ci-dessus nous permet de remarquer que tous les écarts types ne sont pas fort, ce résultat signifie que les variances sont minimales entre ces valeurs des variables. Il n'est donc pas opportun de procéder à une transformation logarithmique de celles-ci comme c'est souvent le cas afin de normaliser les séries. Bien que nos variables de contrôles que nous utilisons dans le cadre de ce travail ne soient pas identiques, nous les avons sélectionné en nous

focalisant sur la littérature précédente (Cooray *et al.*, 2017; Benfratello *et al.*, 2017). Au rang de ces variables de contrôles, nous avons pu sélectionner la variable de corruption, les dépenses publiques en pourcentage du PIB, la stabilité politique et l'ouverture commerciale. Dans le (Table 1) ci-dessus, sont présentées les statistiques descriptives de même que les sources de données de nos différentes variables.

Table 2: table matrice des corrélations

	Dettepub	Corrup	Depubl	Stabil~o	Com
Dettepub	1.0000				
Corrup	-0.1984	1.0000			
Depubl	0.3697	0.1290	1.0000		
Stabilipo	-0.2520	0.1427	-0.2946	1.0000	
Com	-0.1553	0.0598	-0.5343	0.0731	1.0000

Sources: WEO: World Economic Outlook; WDI: Indicateurs du développement dans le monde ; ICRG : International Country Risk Guide, calculs de l'auteur.

¹Le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal, le Togo, le Cameroun, la République du Congo, le Gabon la Guinée Equatoriale et la Guinée-Bissau. Le Benin Tchad et la République Centrafricaine ne figurent pas dans le panel pour des raisons de non disponibilité des données pour certaines variables de notre modèle.

Il en ressort dans le (Table 2) ci-dessus que les corrélations entre nos différentes variables explicatives ne sont pas assez fortes pour pouvoir causer des

problèmes de multicollinéarité entre les variables explicatives.

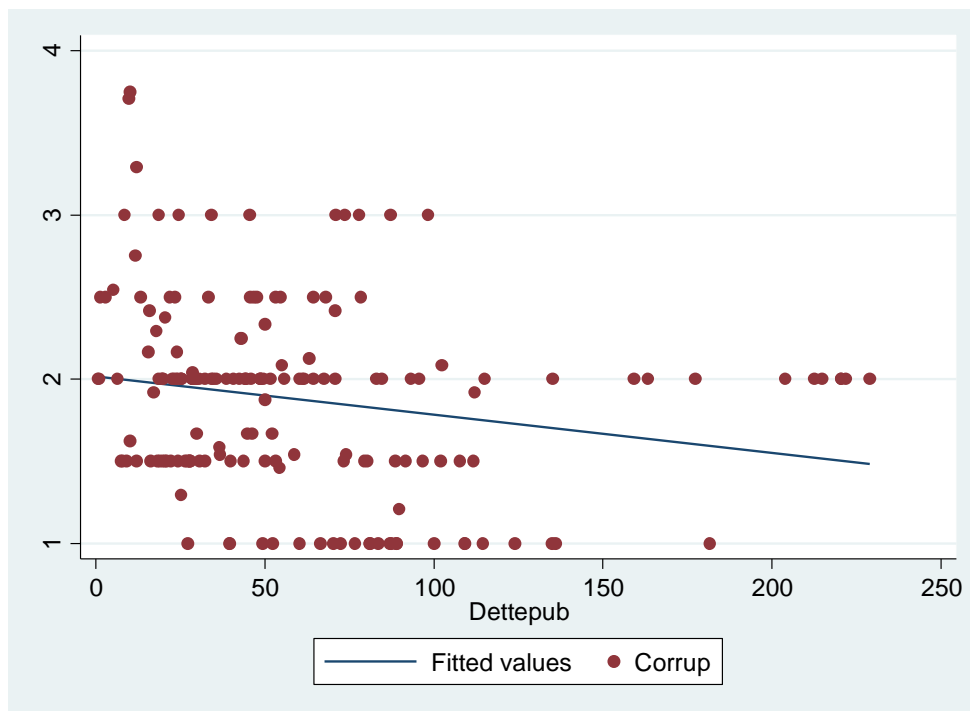


Figure 1: Diagramme de dispersion entre corruption et dette publique

Sources: WEO: World Economic Outlook; ICRG: International Country Risk Guide, calculs de l’auteur.

La Figure 1 ci-dessus présente la corrélation entre la variable de corruption telle que mesurée par l’indice ICRG et la variable représentant la dette publique telle que mesurée par l’indicateur de la dette publique dans la base de données du WEO. Le nuage des points met en évidence l’existence d’un lien négatif entre la corruption et les dépenses publiques. Des méthodes économétriques sont nécessaires pour explorer la nature longitudinale de nos données et pour conditionner correctement le lien entre la dette publique et la corruption.

2.3. Spécification du modèle

L’objectif principal de cette étude est d’analyser l’effet de la corruption sur la dette publique des pays de la zone franc Cfa. Pour ce faire, nous utilisons une spécification très proche d’autres formes de spécifications souvent rencontrées dans des travaux antérieurs par exemple (Kaufman, 2010; Cooray *et al.*, 2017). Prenant en compte les variables régulièrement rencontrées dans la littérature, nous pouvons formuler notre modèle économétrique comme suit :

$$Dettepub_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Corrup_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

où i est l’indice pays ($i = 1$ à n), t l’indice temporel ($t = 1$ à T), $Dettr$ désigne la variable représentant la dette publique, $Corrup$ représente l’indice de corruption de l’ICRG, X le vecteur colonne des autres

variables de contrôle. Les coefficients β_i correspondent aux paramètres à estimer et α_i désignant le vecteur des effets fixes individuels (pays), ε correspond au terme d’erreur. Sous forme compacte, le modèle s’écrit de la manière suivante :

$$Dettepub_{i,t} = \alpha_i + \beta'x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Où β représente le vecteur colonne des paramètres à estimer β_i et $x_{i,t}$ est le vecteur colonne des variables explicatives de notre modèle, le prime ici représente la transposée.

Les données ainsi déclinées, le modèle théorique et ses variables spécifiés, et la méthodologie économétrique connue, nous pouvons à présent procéder aux différentes estimations et à l’interprétation des résultats qui s’en suivront.

2.4. Tests de racines unitaires

Nous faisons recourt à deux générations de tests de racines unitaires. Nous justifions ce choix par deux raisons. Les pays de la zone franc CFA ne sont à l’abri ni d’hétérogénéité liée à leur structures d’économies différentes (tests de première génération) ni même d’une dépendance interindividuelle liée à la gestion et au partage d’une monnaie commune (tests de deuxième génération).

Table 3: Table résultats des tests de racines unitaires en panel

Tests de première génération	Test en niveau <i>Levinet alii Maddala et Wu (2002) (1999)</i>		Test en différence première <i>Levinet alii Maddala et Wu (2002) (1999)</i>		Conclusion I(1)
Corrup	15.8049 (1.0000)	1.0780 (0.1405)	-1.3e+04 (0.0000)	4.4070 (0.0000)	oui
Dettepub	-0.8346 (0.2020)	1.3863 (0.0828)	-8.9902 (0.0000)	3.6781 (0.0001)	oui
Depulb	-0.2786 (0.3903)	-0.8513 (0.8027)	-11.4222 (0.0000)	6.6336 (0.0000)	oui
Stabilipo	2.6883 (0.9964)	-1.7965 (0.9638)	-1.9355 (0.0265)	7.8627 (0.0000)	oui
Com	-1.1001 (0.1356)	1.0987 (0.1359)	-10.5280 (0.0000)	8.4246 (0.0000)	oui

Table 4: Table résultats des tests de racines unitaires en panel Pesaran (2007)

Tests de deuxième génération	Test en niveau	Test en différence première	Conclusion I(1)
Corrup	-0.374 (-2.26)	-2.370 (-2.28)	oui
Dettepub	-1.755 (-2.26)	-3.632 (-2.28)	oui
Depulb	-2.079 (-2.26)	-4.331 (-2.28)	oui
Stabilipo	1.381 (-2.26)	0.585 (-2.28)	non
Com	-1.762 (-2.26)	-3.543 (-2.28)	oui

Lecture: sont présentés ici les résultats des tests appliqués sur les variables en niveau et en différence première, en utilisant un modèle avec constante et tendance individuelle. Nous avons représenté entre parenthèses les *p-values* qui sont associées aux différentes statistiques de test, qui les précèdent. Les conclusions de ces tests sont les suivantes: accepter l'hypothèse nulle de non stationnarité si probabilité critique supérieure au seuil de 5 %, et rejeter cette hypothèse dans le cas contraire (et vice versa). Tous ces tests sont basés sur l'hypothèse nulle de non stationnarité contre une hypothèse alternative de stationnarité. NB: la conclusion finale (séries intégrées d'ordre 1) a été obtenue après avoir répété ces mêmes tests sur les variables en différences premières. Les tests aboutissent alors à la stationnarité.

Sources: ICRG, WEO, WDI, calculs de l'auteur.

Les résultats de nos différents tests de racine unitaires que nous présentons dans les table (3) et (4) ci-dessus mettent globalement en évidence la présence d'une racine unitaire dans les variables étudiées pour tous nos tests de première génération (Levin, Lin et Chu (2002) et Maddala et Wu (1999)) au seuil de 5 % ^[1]. Le test de deuxième génération de Pesaran (2007) pour $p=3$ retards met en évidence la présence d'une racine unitaire dans la dynamique des variables ^[2], sauf pour

la variable Stabilipo. Les résultats des tests sur les variables en différence première font état de ce que celles-ci sont stationnaires nous concluons alors que l'ordre d'intégration de nos différentes variables est de 1. Ces différents résultats sur les tests de racine unitaire nous amène à tester si toutes nos variables sont liées par une relation de long terme.

Tests de cointégration

Nous faisons recours à deux générations de tests de cointégration à savoir : les tests de Westerlund (2007) et les tests de Pédroni (1995; 1997). Quatre des sept statistiques proposées par Pédroni révèlent la présence d'une relation de cointégration (voir table 5). Nous donnons la priorité aux tests fondés sur la dimension interindividuelle car l'homogénéité du panel est peu probable ^[3], ceci nous amène à conclure à la présence d'une relation de cointégration entre la dette publique et ses différentes variables de contrôle. Cette conclusion est en conformité avec deux des quatre statistiques fournies par le tests de Westerlund (voir ligne P_t et p_a du table 5, associées à une hétérogénéité des vecteurs de cointégration). Il est maintenant possible de procéder à une estimation des paramètres du vecteur de cointégration. Pour ce faire, nous faisons recours à la méthode PMG.

¹ Afin de trouver le nombre optimal de retard, il est possible d'utiliser les critères d'information ou alors être fixé de façon arbitraire au choix du modélisateur. Afin de trouver le nombre optimal de retard pour ces tests, nous nous servons des critères d'information.

² Il convient de faire remarquer que la robustesse des résultats est fonction du choix du nombre de retard. En effet, pour ce test (test de Pesaran), le modélisateur doit fixer arbitrairement le nombre de retards en amont. Afin de vérifier la robustesse des résultats il convient de faire varier le nombre de retards et d'étudier son effet sur les résultats. Nous avons fait varier plusieurs retards et nos

conclusions sont restées inchangées quel que soit le retard testé.

³ En effet, bien que les pays de la zone franc CFA partagent une monnaie commune, les pays de la zone CEMAC qui sont pour la majorité des pays pétroliers, se caractérisent par une plus forte volatilité de leur indicateurs comparés aux pays de zone UEMOA.

Table 5: Table résultats des tests de cointégration

Tests de Pedroni (1995, 1997)			Tests de Westerlund (2007)			
Hypothèse alternative: coefficients autorégressifs communs (dimension intraindividuelle)			Modèle avec tendance et constante			
Tests	Statistique	P-value Vc 5%	Tests	Statistique	Z-Statistique	P-value
Panel: Statistique rho	.6337	1.64	Gt	2.518	14.503	1.000
Statistique rho	2.633	-1.64	Ga	75.612	39.870	1.000
Statistique t	-1.423	-1.64	Pt	-5.448	-0.068	0.000
Statistique ADF	4.896	-1.64	Pa	-3.871	1.018	0.000
Hypothèse alternative: coefficients autorégressifs individuels (dimension interindividuelle)						
	Statistique	P-value				
Groupe: Statistique rho	3.703	-1.64				
Statistique t	-1.804	-1.64				
Statistique ADF	5.544	-1.64				

Lecture: de façon similaire à la démarche adoptée dans le cas des tests de racine unitaire, nous présentons ici uniquement les résultats des modèles avec constante et tendance. Pour les tests de Westerlund, le nombre de retards et d'avancées est déterminé à partir du critère d'information d'Akaike (AIC), en fixant un intervalle de retards et d'avancées relativement petit compte tenu du faible nombre d'observations par série. La largeur de la fenêtre de Bartlett kernel qui a été utilisée dans l'estimation semi-paramétrique des variances à long terme a été déterminée à partir de la formule $4(T/100)^{2/9} = 3$, T étant le nombre d'observations chronologiques. Seules les probabilités calculées à l'aide de la technique du *Bootstrap* [4] sont reportées. La présence d'une éventuelle relation de cointégration est détectée si la valeur de la *P-value* est inférieure au seuil de 5 % retenu pour les tests. *Z*-statistique représente la statistique que l'on obtient à la suite de la procédure de *Bootstrap* permettant la prise en compte de la dépendance inter-pays.

Sources: ICRG, WEO, WDI, calculs de l'auteur.

3. Estimation économétrique et interprétation des résultats

L'approche PMG (*Pooled Mean Group* ou groupe médian en français) qui a été présentée par Pesaran *et al.*, (1998) présente bon nombre d'avantages. D'abord, cette approche permet une prise en compte de l'hétérogénéité des pays, ensuite, cette approche permet de prendre en compte la dynamique des pays et enfin, elle prend en compte le caractère non stationnaire des variables. Cette approche permet en effet d'inclure une hétérogénéité des paramètres de court terme tout en permettant de conserver une homogénéité des paramètres de long terme. Ceci se trouve être particulièrement pertinent dans le cadre de notre étude puisque que les critères de convergence qui sont établis en ce qui concerne la zone franc Cfa devraient permettre à terme de "gommer" l'hétérogénéité existant en ce moment. De ce fait, l'approche PMG permet de déterminer la vitesse d'ajustement de la dette publique vers l'équilibre de long terme.

La spécification en panel dynamique du modèle exprimé sous la forme d'un modèle à correction d'erreur est donnée comme suit :

⁴Le *Bootstrap* est une technique d'inférence statistique fondée sur une succession de rééchantillonnages permettant entre autres une très fine analyse de sensibilité. Dans le cas de ce test, le *Bootstrap* permet de calculer des probabilités robustes à la présence de facteurs communs dans les séries chronologiques

$$\Delta Debt_{i,t} = v_i(Debt_{i,t-1} - \beta x_{i,t}) + \sum_{\tau=1}^{p-1} \lambda_{i,\tau} \Delta Debt_{i,t-\tau} + \sum_{\tau=0}^{q-1} \delta_{i,\tau} \Delta x_{i,t-\tau} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

Le terme se trouvant dans les parenthèses contient les paramètres de long terme. La vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme est représentée par le paramètre v_i . Le modèle n'admet pas de relation de long terme pour $v_i \geq 0$. Pour v_i significativement inférieur à zéro avec une valeur absolue non trop grande, alors il existe une relation de long terme. Une plus grande importance particulière se trouve être accordée au paramètre β contenant les paramètres de la relation de long terme entre les variables.

Table 6: Table estimation des relations de long terme (Méthode PMG)

variables	Coefficients	Std. Err.	P> z
Corrup	16.61849	9.236034	0.042
Depubl	2.191617	.7151138	0.002
Stabilipo	43.02736	32.30425	0.183
Com	.7297429	.3471399	0.036

Table 7: Table estimation des relations de court terme (Méthode PMG)

variables	Coefficients	Std. Err.	P> z
$\Delta(\text{Corrup})$	-15.44155	5.816704	0.005
$\Delta(\text{Depubl})$.1852726	.3341729	0.579
$\Delta(\text{Stabilipo})$	-11.80545	8.527218	0.166
$\Delta(\text{Com})$	-.3061407	.1315878	0.020
ECM(-1)	-.1917492	.0686679	0.005

Lecture: Δ désigne l'opérateur de différence première. Dans les table (6) et (7) ci-dessus, nous avons représenté les valeurs estimées des coefficients de long terme (table 6) et les moyennes arithmétiques simples des coefficients de court terme estimés par pays (table 7). L'estimation des modèles est faite avec prise en compte des effets fixes individuels.

Sources : ICRG, WEO, WDI, calculs de l'auteur.

Le coefficient qui est associé à la variable de corruption qui constitue notre variable indépendante d'intérêt contribue significativement et positivement à l'explication de la variable Dettepub au seuil de 5% dans la relation de long terme. Ce résultat signifie qu'une augmentation du niveau de corruption entraîne une augmentation du montant de la dette publique. Le caractère négatif de la corruption sur toute économie se trouve être confirmé par ce résultat. Plus particulièrement, ce résultat confirme l'effet négatif de la corruption sur les montants de dettes publiques. Ce résultat est en accord avec les résultats antérieurement trouvés par (Cooray *et al.*, 2017 ; Benfratello *et al.*, 2017). Selon ces auteurs, il existe une relation positive entre la corruption et les dépenses publiques. A contrario, l'effet de la corruption sur la dette publique est significativement négatif à court terme. Par ailleurs

d'autres variables de contrôle, à savoir : les dépenses publiques, la stabilité politique et l'ouverture commerciale ont des effets positifs et significatif [5] sur la dette publique à long terme. A court terme, la Stabilité politique et l'ouverture commerciale ont un impact négatif sur les dépenses publiques mais cet impact négatif n'est significatif que pour la variable d'ouverture commerciale et non pour la variable de stabilité politique. Cependant le coefficient de court terme de la variable Depubl a une influence positive mais non significative sur les dépenses publiques.

Les résultats des estimations montrent que le coefficient associé à la variable mesurant la force de rappel (ECM (-1)) est significativement négatif. Ce résultat permet de confirmer l'existence d'une relation stable à long terme entre la corruption et les différentes variables explicatives de notre modèle.

4. CONCLUSION

Cette étude avait pour principal objectif d'analyser l'effet de la corruption sur la dette publique dans 11 pays de la zone franc Cfa durant la période 2000 à 2015. Un ensemble d'autres variables telles que l'ouverture commerciale, la stabilité politique et les dépenses publiques a été pris en compte dans notre analyse. Nos résultats ont révélé que la corruption mesurée par l'indice de corruption d'ICRG a une influence significative et positive sur la dette publique. En prenant appui sur les résultats précédents, nous formulons une recommandation de politique économique non sans pertinence. De nombreux pays africains de la zone franc n'ont cessé de multiplier des programmes anti-corruption. Cependant, les résultats attendus très peu satisfaisants et mitigés. Les pays de la zone franc Cfa se doivent alors d'amplifier les mesures de lutte contre la corruption dans le but de rendre non seulement leurs dépenses publiques plus efficaces mais surtout de réduire leur dette. Aussi, les pays de la zone franc Cfa se doivent d'accroître leurs efforts de lutte contre la corruption afin de rendre leurs dépenses publiques plus efficaces et surtout de réduire les volumes de leurs dettes souveraines.

REFERENCES

- Aghion, P., Akcigit, U., Cagé, J., & Kerr, W. R. (2016). Taxation, corruption, and growth. *European Economic Review*, 86, 24-51.
- Benfratello, L., Del Monte, A., & Pennacchio, L. (2018). Corruption and public debt: a cross-country analysis. *Applied Economics Letters*, 25(5), 340-344.

⁵Cet effet significatif n'est pas valable pour le coefficient associé à la variable stabilité politique

- Cooray, A., Dzhumashev, R., & Schneider, F. (2017). How does corruption affect public debt? An empirical analysis. *World development*, 90, 115-127.
- d'Agostino, G., Dunne, J. P., & Pieroni, L. (2016). Government spending, corruption and economic growth. *World Development*, 84, 190-205.
- Egger, P., & Winner, H. (2006). How corruption influences foreign direct investment: A panel data study. *Economic Development and Cultural Change*, 54(2), 459-486.
- González-Fernández, M., & González-Velasco, C. (2014). Shadow economy, corruption and public debt in Spain. *Journal of Policy Modeling*, 36(6), 1101-1117.
- Grechyna, D. (2012). Public corruption and public debt: Some empirical evidence. Available at SSRN 2052974.
- Gupta, S., De Mello, L., & Sharan, R. (2001). Corruption and military spending. *European journal of political economy*, 17(4), 749-777.
- Hessami, Z. (2014). Political corruption, public procurement, and budget composition: Theory and evidence from OECD countries. *European Journal of political economy*, 34, 372-389.
- Imam, P. A., & Jacobs, D. (2007). Effect of corruption on tax revenues in the Middle East, IMF Working Paper, 07/270, International Monetary Funds, Washington, DC.
- Justesen, M. K., & Bjørnskov, C. (2014). Exploiting the poor: Bureaucratic corruption and poverty in Africa. *World Development*, 58, 106-115.
- Lambsdorff, J. G. (2003). How corruption affects productivity. *Kyklos*, 56(4), 457-474.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631-652.
- Mo, P. H. (2001). Corruption and economic growth. *Journal of comparative economics*, 29(1), 66-79.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, 20(3), 597-625.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, 20(3), 597-625.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265-312.
- Transparency international. (2016). Corruption perception index.
- Wei, S. J. (2000). How taxing is corruption on international investors?. *Review of economics and statistics*, 82(1), 1-11.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.

Cite This Article: Raphaël Erick Assoa Essono *et al* (2021). Effets De La Corruption Sur La Dette Publique Des Pays De La Zone franc CFA. *East African Scholars J Edu Humanit Lit*, 4(9), 355-361.