

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2025, Vol. 10, N°1

Association Internationale
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIVERSITÉ DES SCIENCES
ÉCONOMIQUES ET DE GESTION
DE POZNAŃ

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

Rédacteur en chef

Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne

Rédactrice adjointe

Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

Comité éditorial

Akoété Ega AGBODJI, Togo
Wissem AJILI BEN YOUSSEF, France
Alastaire ALINSATO, Bénin
Loubna ALSAGIHR OUEIDAT, Liban
Camille BAULANT, Professeur (R.I.P.) †
Francis BISMANS, France, Belgique
Horst BREZINSKI, Allemagne
Abdelaziz CHERABI, Algérie
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon
Jules Roger FEUDJO, Cameroun
Camelia FRATILA, Roumanie
Ewa FRAŃCKIEWICZ, Pologne
Rosette GHOSSOUB SAYEGH, Liban
Marian GORYNIA, Pologne
Driss GUERRAOUI, Maroc
Małgorzata Magdalena HYBKA, Pologne
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique
Nafii IBENRISSOUL, Maroc
Soumaïla Mouleye ISSOUFOU, Mali

Laura MARCU, Roumanie
Tsvetelina MARINOVA, Bulgarie
Boniface MBIH, France
Mbodja MOUGOUE, Professeur (R.I.P.) †
Francisco OCARANZA, Chili
Thierry PAIRAULT, France
Jacques POISAT, France
Alain REDSLOB, France
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis
Paul ROSELE CHIM, France
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili
Alain SAFA, France
Baiba ŠAVRIŅA, Lettonie
Abdou THIAO, Sénégal
Piotr TRAPCZYŃSKI, Pologne
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun
François VAILLANCOURT, Canada
Juliana VASSILEVA, Bulgarie
Isabel VEGA MOCOROA, Espagne

Bureau de rédaction

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright 2025 by the Authors

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/deed.fr>



ISSN 2551-895X
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Projet de couverture : Izabela Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

TABLE DES MATIÈRES

Avant-propos (Krzysztof Malaga).....	3
Moustapha FOFANA, Laugba Aline Desiree N'CHO Modélisation théorique des conflits fonciers entre migrants et autochtones : Une analyse par la théorie des jeux	9
Juliana VASSILEVA, Roger TSAFACK NANFOSSO L'incubation entrepreneuriale au sein de l'université entrepreneuriale : Études de cas en Europe et en Afrique	37
Yaovi Fagda Tchota AGBE, Ezzo-Hanam ATAKE Transformation structurelle et sante des populations dans les pays de l'Afrique subsaharienne : Role du capital humain, des infrastructures et des institutions	57
Galo BA Effets du changement climatique sur la sécurité alimentaire en Afrique subsaharienne : Une analyse par zone d'intégration économique	83
Komlan Amen DOGBE Déterminants du risque d'incertitude en Afrique subsaharienne	105
Mohamed Tidjane KINDA Corruption et instabilité de la loi de Wagner : Une approche par les ruptures structurelles des dépenses militaires dans les pays du G5-Sahel	141
Jean-François PONSOT, Siham RIZKALLAH Soutenabilité de la dollarisation au Liban	175
Amal TORBEY CHAHINE, Rosette GHOSOUB SAYEGH La soutenabilité des startups féminines dans un Liban en période de crise	199
Modeste G. A. DEDEHOUANOU Analyse du fonctionnement des collectivités locales au Bénin : Quelles possibilités de financement extérieur ?	225

Toussaint Armel BAKALA

Analyse de la soutenabilité de la dette publique fondée sur le concept d'espace budgétaire : Cas de la République du Congo..... 253

Lardja KOLANI, Koffi Charles SAGBO

Analyse des déterminants socioéconomiques de la demande de crédit des ménages agricoles au Togo 277

Ibrahima SY, Kokou Fambari ATCHI

Effet de l'inclusion financière sur l'entrepreneuriat au Togo 301

Corruption et instabilité de la loi de Wagner : Une approche par les ruptures structurelles des dépenses militaires dans les pays du G5-Sahel

Corruption and instability of Wagner's law: A structural breaks approach to military spending in the G5-Sahel countries

Mohamed Tidjane KINDA¹

Université Joseph KI-ZERBO, Burkina Faso

Département d'Économie et Finance de l'Institut Burkinabè des Arts et Métiers

tidjane.kind@ujkz.bf

<https://orcid.org/0000-0002-4415-5050>

Abstract

Purpose: This research analyses the relationship between military expenditure and national income with the aim of testing Wagner's law for the G5-Sahel countries over the period 1984 to 2018. The effect of corruption on the stability of this law is also taken into account.

Design/methodology/approach: To achieve these objectives, the model of Peacock and Wiseman (1961) is used and estimated using the multiple structural breaks method of Bai and Perron (2003).

Findings: The results show that this law is confirmed for all the countries of the G5-Sahel with variability according to different time regimes. However, the defense sector, which used to be a superior public good, becomes an inferior one because of corruption. Thus, virtuous governance in the defense sector must be a priority for the G5-Sahel countries in order to allocate resources in an optimal and efficient way.

Originality/value: One of the first contributions of this research is the application of Wagner's Law to military spending. Very few studies have analysed this law in the African defense sector. The second contribution is the inclusion of corruption in the relationship between GDP and military spending. Efficient and virtuous management of military spending remains one of the conditions for success in the fight against terrorism in the Sahel.

Keywords: military expenditure, national revenue, Wagner's law, corruption, multiple structural breaks.

¹ 03 BP 7021, Ouagadougou 03, Burkina Faso.

Résumé

Objectif : Cette recherche analyse la relation entre les dépenses militaires et le revenu national dans l'objectif de tester la loi de Wagner pour les pays du G5-Sahel sur la période 1984 à 2018. Aussi, il est pris en compte l'effet de la corruption sur la stabilité de cette loi.

Conception/méthodologie/approche : Pour atteindre ces objectifs, le modèle de Peacock et Wiseman (1961) est utilisé et estimé par la méthode des ruptures structurelles multiples de Bai et Perron (2003).

Résultats : Les résultats montrent que cette loi est confirmée pour l'ensemble des pays du G5-Sahel avec une variabilité selon différents régimes temporels. Cependant, le secteur de la défense qui était un bien public supérieur devient un bien inférieur, à cause de la corruption. Ainsi, la gouvernance vertueuse dans le secteur de la défense doit être une priorité pour les pays du G5-Sahel, afin d'affecter de manière optimale et efficiente des ressources nationales.

Originalité/valeur : L'une des premières contributions de cette recherche est l'application de la loi de Wagner sur les dépenses militaires. En effet, très peu d'études analysent cette loi dans le secteur africain de la défense. La seconde contribution est la prise en compte de la corruption dans la relation entre PIB et dépenses militaires. L'efficacité et la gestion vertueuse des dépenses militaires demeurent l'une des conditions de la réussite de la lutte contre le terrorisme dans le Sahel.

Mots-clés : dépenses militaires, revenu national, loi de Wagner, corruption, rupture structurelle multiple.

JEL classification: C32, D73, E62, H56, O55.

Introduction

Les pays de l'Afrique subsaharienne sont confrontés ces dernières années à l'insécurité liée aux attaques terroristes. Cette insécurité fait partie des caractéristiques du sous-développement (Brunel, 1996). L'une des régions les plus instables de l'Afrique Subsaharienne la plus concernée par le terrorisme est le Sahel qui a vu la création par cinq pays (Burkina Faso, Mali, Mauritanie, Niger et Tchad), du G5-Sahel qui est un cadre institutionnel de coordination et de suivi de la coopération régionale en matière de politiques de développement et de sécurité. Entre 2019 et 2020, les attaques terroristes ont connu une hausse de plus de 16%, passant de 48 attaques moyennes mensuelles à 69 attaques (ACSRT, 2020). Le Burkina Faso est le pays le plus affecté avec une moyenne de 34 attaques par mois, suivi du Mali, du Niger et du Tchad (ACSRT, 2020). Le 15 mai 2022, le Mali annonce quitter l'organisation G5-Sahel, suivi du Niger et du Burkina Faso, le 2 décembre 2023. Les deux derniers membres de l'organisation, la Mauritanie et le Tchad annonce à la fin de la même année, la dissolution du G5-Sahel. Aussi, le Mali, le Burkina

Faso et le Niger créent l'Alliance des États du Sahel (AES) le 16 septembre 2023 en vue d'une assistance et une défense mutuelle.

Face à ces attaques, les pays sont obligés de faire des efforts budgétaires pour rendre plus opérationnelle l'armée dans l'objectif de mettre fin au terrorisme. Ainsi, les dépenses militaires connaissent une évolution importante et instable sur la période 1984 à 2018. Elles ont évoluées de manière stable jusqu'en 2005 où elles connaissent une hausse considérable, au Tchad, puis dans les autres pays à partir de 2013 (SIPRI, 2019). Selon l'Institut international de recherche sur la paix de Stockholm, en 2018, les dépenses militaires du Mali s'élevaient à 495 millions de dollars, contre 312 millions pour le Burkina Faso, 232 millions pour le Tchad, 229 millions pour le Niger et 159 millions de dollars pour la Mauritanie (Institut d'Étude de Sécurité, 2020). Selon cette même source, en 2023, les dépenses militaires en pourcentage des dépenses publiques ont représentées respectivement, 15,11% au Burkina Faso, 14,18% au Mali, 9,61% en Mauritanie, 10,23% au Niger et 15,34% au Tchad. Cependant, les pays de l'AES se caractérisent par les dépenses militaires les plus élevées en 2023 ; avec 793,4 millions de dollars US au Burkina Faso, 727,4 millions de dollars US au Mali et 308,7 millions de dollars US au Niger². En 2017, le Mali et le Burkina Faso ont renforcé leur force militaire à travers l'adoption de lois de programmation militaire.

Par contre, le Produit Intérieur Brut (PIB) des pays connaît une hausse considérable à partir de 2000. L'évolution de ces deux variables montre un contraste quant à un éventuel lien entre elles (graphique 1 et graphique 2). Au Burkina Faso, l'année 2018 a connu la hausse la plus importante des allocations budgétaires du ministère de la défense de 48,98%. En volume, les dépenses budgétaires sont passées de 95,43 milliards de FCFA en 2016 à 169,94 milliards de FCFA en 2018 (CIFOEB, 2019). En plus des efforts budgétaires pour la relance du secteur de la défense, les pays du G5-Sahel sont confrontés au problème de la corruption qui sévit dans la zone et affecte aussi bien la croissance économique de ces pays que leur dépenses militaires. La corruption représente un obstacle majeur pour le développement économique et social en empiétant sur les finances publiques (Abed & Gupta, 2002). Dans certains pays, comme le Mali, il est créé une commission spéciale d'enquête parlementaire dont l'objectif est d'effectuer un contrôle budgétaire des dépenses de défense et de sécurité. Le rapport sur le contrôle des marchés publics au ministère de la Défense du Niger a révélé que 76 milliards de francs CFA ont été détournés entre 2014 et 201 (Bagayoko, 2020).

L'augmentation des dépenses publiques induite par l'augmentation du revenu national, conduit Wagner (1958) à développer sa loi qui stipule une relation positive entre le développement économique et les dépenses publiques (pour la défense, les investissements publics en infrastructure, en santé et en éducation). La contribution

² Base de donnée 2023 de la Stockholm International Peace Research Institute.

de Wagner apparaît influente et importante jusqu'aujourd'hui, car il postule une intervention active du gouvernement dans l'économie bien avant Keynes (Papas et al., 2018). Toutefois, à la différence de Keynes, Wagner n'a pas demandé l'intervention de l'État pour stabiliser l'économie mais pour stabiliser le système politique. La loi de Wagner suggère une causalité unidirectionnelle à long terme allant de la croissance économique aux dépenses publiques, tandis que Keynes (1936) soutient que la causalité va des dépenses publiques à la croissance économique, c'est-à-dire que l'augmentation des dépenses publiques entraîne un niveau plus élevé de demande globale, qui, à son tour favorise la croissance économique (Keho, 2016). La théorie de l'économie de la défense Adam Smith (1776/1949) indique l'importance des dépenses publiques dans le secteur de la défense qui permettraient aux grandes nations de prendre le dessus sur les nations plus pauvres. Ainsi, pour Aben (2020), les conflits ont des causes économiques car les ressources mal réparties sont susceptibles de faire naître des convoitises en créant des guerres civiles, voire des conflits armés internationaux dont le terrorisme pourrait être une continuité.

Les fondements théoriques de la loi de Wagner sont proposés par Meltzer et Richard (1981) et Oxley (1994). La première étude analyse la loi dans le cadre d'un jeu entre le gouvernement et l'électorat. Les politiques de dépenses sont adaptées pour la satisfaction de l'électeur médian et ce comportement induit une relation entre les dépenses publiques et le revenu national. Par contre, l'idée d'Oxley (1994) est que les bureaucrates sont des agents rationnels qui tirent leur utilité du pouvoir et du prestige et qui élargissent la taille de leurs bureaux au détriment de l'efficacité. Des travaux empiriques confirment la loi de Wagner (Ahmed & Hanif, 2018 ; Chang, 2002 ; Keho, 2016 ; Kinda & Koinda, 2017 ; Kumar & Cao, 2019 ; Narayan et al., 2012), tandis qu'elle est infirmée par d'autres (Burney, 2002 ; Ghali, 1999 ; Huang, 2006). L'une des premières contributions de cette recherche est l'application de la loi de Wagner sur les dépenses militaires. En effet, très peu d'études analysent cette loi dans le secteur africain de la défense. La seconde contribution est la prise en compte de la corruption dans la relation entre PIB et dépenses militaires.

Ainsi, l'objectif de cette recherche est de tester la loi de Wagner appliquée aux dépenses militaires des pays du G5-Sahel. Aussi, la stabilité de cette loi est testée en présence de la corruption. Pour atteindre ces objectifs, cette recherche utilise la méthode des ruptures structurelles proposée par Bai et Perron (2003). Cette méthode se justifie car les pays du G5-Sahel ont connue plusieurs phases d'instabilité, allant des coups d'État aux attaques terroristes qui ont affecté l'évolution de la croissance économique et des dépenses militaires. Aussi, le modèle VAR est utilisé pour tester la robustesse des résultats.

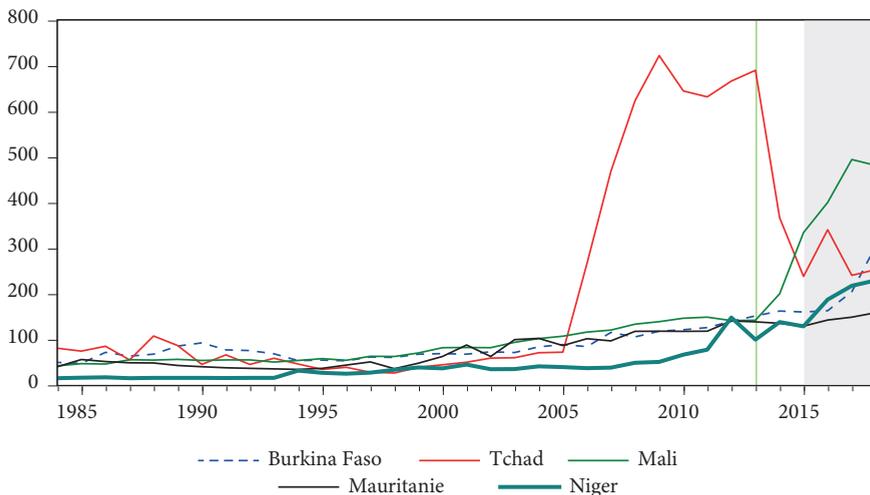
La suite de la recherche se compose de six sections. La première aborde les faits stylisés, suivi de la seconde qui traite de la revue de littérature. Ensuite nous avons la troisième section qui présente le cadre méthodologique et l'analyse des résultats présentée dans la quatrième section. La cinquième section analyse la robustesse,

tandis que le bilan de la recherche est abordé dans la dernière section sous forme de conclusion.

1. Faits stylisés

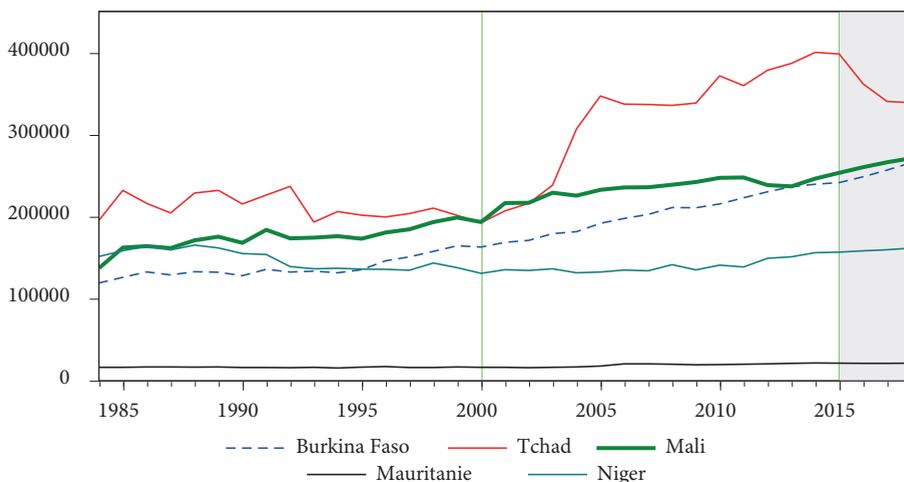
Les pays du Sahel sont confrontés ces dernières années, à des attaques terroristes répétitives ; ce qui pourrait entraîner une instabilité économique et fragiliser le tissu social. Ainsi, les différents États sont obligés de mobiliser des ressources importantes pour vaincre le terrorisme. Le graphique 1 montre l'évolution des dépenses militaires des cinq pays du G5-Sahel sur la période 1984 à 2018. Pour l'ensemble de ces pays, nous constatons la stabilité des dépenses militaires de 1984 à 2005. Le Tchad s'est démarqué avec une hausse de ses dépenses militaires de 2005 à 2013, qui demeurent supérieures à celles du Burkina Faso, du Mali, de la Mauritanie et du Niger. Cependant, ces dépenses baissent de 2013 à 2018. Ainsi, on constate une rupture des dépenses du Tchad à partir de l'année 2013. De 2005 à 2013, une légère hausse des dépenses militaires est observée pour les autres pays du G5-Sahel. Cette hausse s'accroît à partir de 2015 où nous constatons une évolution croissante de ces dépenses pour le Burkina Faso, le Mali et le Niger. En effet, ces pays font face depuis 2015 à des attaques terroristes répétitives, ce qui justifierait l'augmentation des dépenses militaires.

Les pays du G5-Sahel couvrent un espace dont l'accroissement démographique est inédit. En effet, selon l'Organisation des Nations Unies (United Nations, 2017)



Graphique 1. Évolution des dépenses militaires (US \$m)

Source : élaboration propre, à partir des données de SIPRI (2019).



Graphique 2. Évolution du PIB des pays du G5-Sahel (US \$m)

Source : élaboration propre, à partir des données de la Banque mondiale (World Bank, 2019).

la population de cette zone qui était de 60,916 millions en 2010 passera à 198,282 millions en 2050, soit un accroissement de plus de 225% depuis 2010 ; ce qui représente la croissance démographique la plus rapide au monde. Cette structure démographique exerce une pression sur les ressources très limitées de ces pays. Ainsi, le graphique 2, montre l'évolution du Produit Intérieur Brut des différents pays du G5-Sahel. On constate une évolution stable du PIB de l'ensemble des pays de 1984 à 2000 où apparaît une rupture de cette évolution. Une tendance croissante est constatée de 2000 à 2018 pour le Burkina Faso, le Mali et le Niger. Cependant, le Tchad est caractérisé par une baisse accentuée du PIB à partir de 2015, période à partir de laquelle les dépenses militaires de ce pays se stabilisent. Le PIB de la Mauritanie est stable sur l'ensemble de la période.

2. Revue de littérature

La relation entre dépenses publiques et croissance économique a fait l'objet de débat théorique. Si Wagner (1958) à travers sa loi prédit que la part des dépenses publiques dans le produit intérieur brut croit avec le niveau de vie, Keynes (1936) considère plutôt ces dépenses publiques comme une variable exogène de politique économique. En effet, la part des dépenses publiques dans le revenu national augmente selon Wagner (1958) sous l'influence de l'industrialisation. Il justifie cela par deux hypothèses : la croissance économique d'un pays engendre, d'une part, l'apparition de nouveaux besoins en infrastructures publiques (réglemen-

tation, protection, administration, éducation, action sociale), du fait de l'urbanisation et de l'ampleur prise par les questions d'organisation ; d'autre part, la hausse tendancielle du niveau de vie d'une proportion croissante de population, et par conséquent, l'accroissement de la demande de consommation de biens dits supérieurs à forte élasticité aux revenus, autrement dit de loisirs, de culture, d'éducation, de santé et également de sécurité ou de défense nationale. Par contre, Keynes (1936) justifie son argumentaire par le fait que L'État est censé contrôler la dépense publique et en faire varier le niveau en fonction notamment de ses objectifs macroéconomiques. Ainsi, la relation de cause à effet va des dépenses publiques à la croissance économique.

Les dépenses militaires étant une composante des dépenses publiques, cela suppose que l'accroissement de ces dépenses puisse être une conséquence de la croissance économique selon la loi de Wagner (1958) ou plutôt une cause de cette dernière selon Keynes (1936). Pour Diebolt et Jaoul (2004), il existe des croissances en palier, constituées par l'alternance de phase haussière et de phase baissière qui correspondent aux conséquences des guerres. Ce phénomène connu sous le nom d'*effet de cliquet* (Kendrick & Wehle, 1955) ou d'*effet de déplacement* (Peacock & Wiseman, 1961) pourrait expliquer l'instabilité de la croissance économique et l'évolution des dépenses militaires observées dans les pays en développement.

Cependant, la littérature empirique existante sur la relation dépenses militaires et croissance économique ne permet pas de prédire précisément le sens de causalité entre elles. En effet, les résultats de cette littérature empirique montrent qu'il existe quatre différents types de relation causale entre les deux variables : une causalité bidirectionnelle qui signifie que les deux variables exercent des effets l'une sur l'autre ; une causalité unidirectionnelle allant des dépenses militaires à la croissance économique, ce qui signifie qu'une dépense militaire plus importante augmenterait la croissance économique ; une causalité unidirectionnelle allant de la croissance économique aux dépenses militaires, ce qui signifie qu'un niveau de revenu élevé pourrait déterminer les dépenses militaires ; et enfin, aucune relation causale qui signifie qu'il n'existe aucune relation de cause à effet entre les deux variables.

Bojanic (2013) examine la relation entre la croissance économique et les dépenses militaires à l'aide des données chronologiques annuelles sur la Bolivie de 1940 à 2010. En utilisant des modèles de correction d'erreurs, l'auteur montre que le revenu cause les dépenses militaires. La croissance des dépenses militaires de la Bolivie est expliquée selon les termes de la loi de Wagner. Khalid et Mustapha (2014) analysent la relation entre la croissance économique et les dépenses de défense de l'Inde en utilisant des données annuelles sur la période 1980–2011. Les résultats du test de causalité de Granger de l'étude révèlent qu'il existe une relation unidirectionnelle allant du PIB aux dépenses de défense. Cela montre que le PIB est très important pour le secteur militaire en Inde et que les efforts doivent être

orientés vers l'amélioration du PIB par habitant afin d'augmenter les dépenses de défense et le développement en Inde.

De même, Cavicchioli et Pistorresi (2016) analysent la véracité de la loi de Wagner pour les dépenses publiques de défense Italiennes sur la période 1862–2009. Les résultats de leur étude révèlent l'existence d'une relation de cointégration de seuil entre la croissance économique et les dépenses publique de défense, qui s'avère cohérente avec la loi de Wagner, étant donné les différentes vitesses d'ajustement à la trajectoire à long terme. Keho (2016) teste la validité de la loi de Wagner pour six pays africains sur la période de 1960 à 2013 sans mettre en évidence les dépenses militaires. L'auteur utilise le test de cointégration de Gregory et Hansen (1996) qui permet une rupture structurelle dans les relations à long terme. Les résultats montrent des preuves de la validité de la loi de Wagner au Ghana sur la période 1960–2013 et en Côte d'Ivoire sur la période 1960–1995. Les preuves concernant le Kenya pour la période 1960–1991 soutiennent à la fois la loi de Wagner et le point de vue keynésien.

La validité de la loi de Wagner est également étudiée par Ahmed et Hanif (2018) dans une dizaine de pays d'Afrique subsaharienne, à savoir le Botswana, la Guinée Équatoriale, la Mauritanie, le Nigeria, l'Afrique du Sud, la Sierra Leone, la Tanzanie, l'Éthiopie, Madagascar et la République Démocratique du Congo. Cinq variantes de la loi de Wagner sont testées pour la période 2005–2014, en utilisant des approches économétriques par panel englobant la co-intégration et la causalité. L'étude révèle une relation à long terme entre les dépenses publiques et les différentes variables explicatives utilisées comme indicateurs de revenus. Les tests de causalité à long terme indiquent qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre les dépenses et les revenus dans tous les modèles, à l'exception du modèle de Gupta. Il est conclu que pour l'Afrique subsaharienne, tant la loi de Wagner que l'hypothèse keynésienne tendent à être valables pour la période d'enquête.

Saba et Ngepah (2019) examinent la relation de cause à effet entre les dépenses militaires et la croissance économique en utilisant un panel équilibré de 35 pays africains sur la période 1990–2015. Ils utilisent les techniques d'estimation basées sur la causalité de données panel hétérogène, de GMM et de GMM-System. Les résultats de la causalité pays par pays révèlent : (1) aucune relation de cause à effet entre les dépenses militaires et la croissance dans sept pays ; (2) une causalité unidirectionnelle des dépenses militaires à la croissance dans deux pays ; (3) une relation unidirectionnelle de la croissance aux dépenses militaires dans quatorze pays ; et (4) une relation bidirectionnelle dans douze pays. Ces conclusions impliquent que la croissance économique cause les dépenses militaires dans quatorze pays africains y compris le Burkina Faso, le Mali, la Mauritanie et le Tchad.

Kumar et Cao (2019) examinent la loi de Wagner pour un échantillon de pays d'Asie de l'Est en utilisant trois méthodes de rupture structurelle : Gregory et Hansen (1996), Carrion-i-Silvestre et Sanso (2006) et Bai et Perron (1998, 2003). Les

résultats soutiennent la loi de Wagner lorsque la relation entre les deux variables est élargie en tenant en compte une mesure de la structure de la population qui est le ratio de dépendance. Ainsi, les auteurs concluent que la loi de Wagner est valable pour les pays d'Asie de l'Est. Les dates de rupture sont assez cohérentes entre les trois méthodes ; la plupart des dates de rupture indiquent que les pays d'Asie de l'Est ont connu la crise financière asiatique et la Grande Récession.

Dans le cas des pays de l'UEMOA, Bayale et al. (2024) détermine le seuil des dépenses militaires en phase avec l'objectif de croissance économique sur la période 1995–2019. Ainsi, leur estimation à partir d'un modèle de seuil endogène indique l'existence d'un seuil de dépenses militaires de 2,48% du PIB. Aussi, les auteurs montrent la présence de deux canaux de transmission de cette relation, à savoir le capital humain et la stabilité politique. Pour Ngaba et al. (2024), un plafonnement des dépenses militaires de 3,09% du PIB est nécessaire dans les pays du Sahel.

Cette littérature empirique ne donne pas de consensus sur le sens de la relation entre la croissance économique et les dépenses militaires. La véracité de la loi de Wagner pour les dépenses militaires reste ambiguë et pourrait être affectée par l'effet de la corruption. Au niveau macroéconomique selon Chêne (2014), la littérature soutient généralement que la corruption a un effet direct négatif sur la croissance économique. Aussi, il peut exister un effet indirect sur l'efficacité économique, à travers des facteurs comme l'investissement, la fiscalité ainsi que le niveau des dépenses publiques. Pour Collier (2000), la corruption rend inefficace une grande partie des dépenses publiques. En effet, elle peut freiner la croissance économique à travers les dépenses. A notre connaissance, il n'y a pas d'études empiriques qui lient l'instabilité de la loi de Wagner à la corruption à travers les dépenses militaires en Afrique. Cette étude analyse de ce fait l'effet de la corruption sur la relation entre la croissance économique et les dépenses militaires.

3. Cadre méthodologique

Cette section se compose de trois parties. La première aborde la spécification du modèle empirique ; la seconde traite de la source et la mesure des variables. La dernière partie aborde la méthode d'estimation du modèle empirique.

3.1. Spécification du modèle empirique

Dans la littérature, plusieurs études ont estimé la loi de Wagner à travers différentes méthodes (Goffman, 1968 ; Gupta, 1967 ; Mann, 1980 ; Musgrave, 1969 ; Peacock & Wiseman, 1961). Ces méthodes aboutissent aux modèles suivants :

$$\ln G_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Ce modèle est issu de la méthode de Peacock et Wiseman (1961). Il mesure l'élasticité des dépenses publiques par rapport au PIB. La loi de Wagner est confirmée lorsque le paramètre α_1 est supérieur à l'unité. Cette méthode a été améliorée par Mann (1980) qui considère la part des dépenses publiques au PIB. La nouvelle version se présente comme suit :

$$\ln\left(\frac{G}{Y}\right)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

La loi de Wagner est vérifiée lorsque l'élasticité de la part des dépenses publiques (au PIB) par rapport au PIB est positive ($\beta_1 > 0$). Musgrave (1969) estime que la loi de Wagner est vérifiée lorsque la part des dépenses publiques au PIB augmente avec le PIB par habitant. Ainsi, il estime le modèle ci-dessous avec une pente positive ($\lambda_1 > 0$) :

$$\ln\left(\frac{G}{Y}\right)_t = \lambda_0 + \lambda_1 \ln\left(\frac{Y}{P}\right)_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Gupta (1967) utilise les dépenses publiques par habitant et le PIB par tête. La loi de Wagner est vérifiée lorsque l'élasticité issue de ce modèle est supérieure à l'unité (modèle 4, $\theta_1 > 0$)

$$\ln\left(\frac{G}{P}\right)_t = \theta_0 + \theta_1 \ln\left(\frac{Y}{P}\right)_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Le modèle de Goffman (1968) utilise les dépenses publiques et le PIB par habitant. Dans ce modèle, la loi de Wagner est confirmée lorsque l'élasticité des dépenses publiques par rapport au PIB par habitant est supérieure à l'unité ($\gamma_1 > 0$).

$$\ln G_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln\left(\frac{Y}{P}\right)_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Notre modèle empirique s'inspire de celui de Peacock et Wiseman (1961) avec la prise en compte des dépenses militaires et de l'effet de la corruption. Le modèle est le suivant :

$$\ln Depmil_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PIB_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Avec la corruption, le modèle devient :

$$\ln Depmil_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PIB_t + \alpha_2 Cor_t + \alpha_2 Cor_t \cdot \ln PIB_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Dans le modèle 6, la loi de Wagner est vérifiée lorsque le paramètre α_1 est supérieur à l'unité ($\alpha_1 > 1$). L'effet de la corruption sur la stabilité de la loi de Wagner est capté par la formule suivante :

$$\frac{\partial \ln depmil_t}{\partial \ln PIB_t} = \alpha_1 + \alpha_2 Cor_t$$

On note que la variable de corruption s'interprète en sens inverse. En effet, une augmentation de cette variable correspond à un faible niveau de corruption. Ainsi, lorsque $\alpha_2 > 0$, cela montre que la baisse de la corruption accentue l'effet du PIB sur les dépenses militaires, donc un renforcement de la loi de Wagner ; tandis qu'une hausse du niveau de corruption freine la confirmation de la loi de Wagner. Dans le cas contraire ($\alpha_2 < 0$), une faible corruption entraîne une baisse de l'effet de la corruption sur la contribution du PIB aux dépenses publiques.

3.2. Source et mesure des variables

Les données de cette recherche couvrent la période 1984–2018, soient des séries temporelles de 35 observations. Les données utilisées sont issues principalement de trois bases de données. La base World Development Indicators (World Bank, 2019) de la Banque mondiale est utilisée pour les variables PIB et la base ICRG (International Country Risk Guide) pour la variable de corruption. Quant à la variable des dépenses militaires, elle vient de la base de données SIPRI 2019 (Stockholm International Peace Research Institute). La variable Corruption est une mesure de la corruption au sein du système politique qui fausse l'environnement économique et financier, et réduit l'efficacité du gouvernement. Dans la base ICRG, la Mauritanie et le Tchad n'y figurent pas, ce qui nous conduit à tester l'effet de la corruption en nous basant sur le Burkina Faso, le Mali et le Niger. Les deux autres variables sont exprimées en monnaie locale (en francs CFA constants). Pour tester la loi de Wagner, le logarithme de ces variables est utilisé.

3.3. Méthode d'estimation

Le modèle à estimer étant un modèle de série temporelle, alors la stationnarité des variables apparaît nécessaire pour éviter les biais de régression fallacieuse. Plusieurs tests de stationnarité en séries temporelles existent dans la littérature. Cependant,

nous optons pour les tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et Phillips-Perron (PP). L'hypothèse nulle de ces tests confirme la présence de racine unitaire, ce qui correspond à la non stationnarité de la série concernée. Ce test permet de statuer sur l'ordre d'intégration de la série et passer à l'utilisation de la méthode des Moindres Carrées Ordinaires (MCO) si les séries sont toutes stationnaires ou d'utiliser les méthodes des variables non stationnaires telles le modèle à correction d'erreur (MCE), le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL).

Pendant, comme nos données sont des séries temporelles et qu'il semble exister un changement structurel dans l'évolution de nos variables de dépenses militaires et de PIB, il apparaît pertinent d'utiliser une méthode adéquate pour l'estimation de notre modèle. La justification des changements structurels vient du fait que la plupart des pays du G5-Sahel ont connu des périodes d'instabilité sur l'ensemble de la période d'étude (1984–2018). Plusieurs méthodes d'estimation des modèles à changement structurel existent dans la littérature (Bai & Perron, 1998, 2003 ; Lumsdaine & Papell, 1997 ; Perron, 1989 ; Zivot & Andrews, 2002). Ainsi, nous optons pour la méthode de Bai et Perron (2003) pour l'analyse des changements structurels liés à la vérification de la loi de Wagner. En effet, c'est une méthode qui considère des changements structurels multiple dans les modèles linéaires estimés par les MCO. Cette méthode s'applique sur des séries stationnaires ou non et scinde le test de la loi de Wagner en différents régimes obtenus à partir de rupture structurelle significative. Bai et Perron (2003) considère un modèle linéaire avec m ruptures et $(m + 1)$ régimes qui s'écrit de la manière suivante :

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t$$

$$t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \quad j = 1, \dots, m+1, \quad T_0 = 0, \quad T_{m+1} = T$$

La méthode d'estimation est base sur la méthode des moindres carrés ordinaires. Pour chaque m -partition (T_1, \dots, T_m) , l'estimation des moindres carrés associés aux différents paramètres sur l'ensemble des régimes passe par la minimisation de la somme des carrés des résidus (Liao & Suen, 2006). Les points de rupture estimés sont obtenus à travers la résolution de $\arg\text{-min } S_T(T_1, \dots, T_m)$ donné ci-dessous :

$$S_T(T_1, \dots, T_m) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t' \beta - z_t' \delta_i]^2$$

Après l'estimation du modèle, nous procédons aux tests de vérification des ruptures structurelles à partir des valeurs critiques UDmax et WDmax. Après la confirmation des ruptures structurelles, nous utiliserons les statistiques $\text{SupF}_T(l)$ et $\text{SupF}((l + 1)/l)$ pour le nombre de changements structurels (Emirmahmutoglu et al., 2010).

4. Interprétation et analyse des résultats

4.1. Résultats de la stationnarité des variables

Les tests de stationnarité effectués sont ceux de Dickey-Fuller augmenté et Phillips-Perron. L'hypothèse nulle soutient la présence de racine unitaire. Les variables de dépenses militaires et de PIB ont été utilisées. Les tests en niveau de ces variables pour l'ensemble des pays considérés confirment l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire (tableau 1). Ainsi, les variables sont non stationnaires en niveau. Par contre, le test en différence première confirme l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire. Les variables de dépenses publiques et de PIB sont stationnaires en différence première, donc intégrées d'ordre 1 donc I(1).

Tableau 1. Test de racine unitaire

Variables	En niveau	Différence première		I(.)	Pays	
	ADF	PP	ADF			PP
ldepmil	0,833 (0,993)	1,064 (0,996)	-5,527*** (0,000)	-5,614*** (0,000)	I(1)	Burkina Faso
lpib	0,417 (0,980)	1,992 (0,999)	-6,35*** (0,000)	-5,413*** (0,000)	I(1)	
ldepmil	1,812 (0,999)	2,411 (0,999)	-3,893*** (0,005)	-3,899*** (0,005)	I(1)	Mali
lpib	-1,797 (0,375)	-1,861 (0,345)	-9,59*** (0,000)	-10,08*** (0,000)	I(1)	
ldepmil	0,015 (0,953)	-0,465 (0,886)	-7,869*** (0,000)	-7,916*** (0,000)	I(1)	Mauritanie
lpib	-0,478 (0,883)	-0,521 (0,874)	-5,346*** (0,000)	-5,331*** (0,000)	I(1)	
ldepmil	1,163 (0,997)	1,854 (0,999)	-8,147*** (0,000)	-8,143*** (0,000)	I(1)	Niger
lpib	-1,053 (0,722)	-1,177 (0,672)	-6,566*** (0,000)	-6,493*** (0,000)	I(1)	
ldepmil	-0,914 (0,771)	-1,070 (0,716)	-5,539*** (0,000)	-5,584*** (0,000)	I(1)	Tchad
lpib	-1,007 (0,739)	-1,084 (0,71)	-5,461*** (0,000)	-5,461*** (0,000)	I(1)	

Note : ADF et PP indiquent respectivement les tests de stationnarité de Dickey-Fuller augmenté et de Phillips-Perron. Les valeurs entre parenthèses représentent les probabilités associées aux statistiques des tests. *, ** et *** sont les seuils de rejet de l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire, respectivement à 10%, 5% et 1%.

Source : élaboration propre, à partir des données du modèle (WDI, ICRG).

4.2. Test de ruptures multiple

Nous utilisons le test de Bai et Perron (2003). Ce test s'applique sur des variables stationnaires ou non. L'hypothèse nulle de ce test postule l'absence de rupture structurelle. Les résultats de ce test sont présentés à l'annexe A1. Pour les cinq pays du G5-Sahel, nous utilisons un maximum de deux ruptures dans la série du PIB. Les statistiques UDmax et WDmax sont toutes supérieures aux valeurs critiques au seuil de 5%, ce qui implique l'existence de rupture multiple structurelle dans l'évolution de la variable de PIB pour l'ensemble des pays. Les statistiques SupF(1) et SupF(2) sont toutes supérieures aux valeurs critiques, ce qui confirme la présence des deux ruptures définies au départ. Ainsi, pour chacun des pays considérés, nous avons trois régimes. Les années de rupture sont les suivantes : 1994 et 2013 pour le Burkina Faso, 2004 et 2012 pour le Mali, 2000 et 2008 pour la Mauritanie, 1994 et 2000 pour le Niger et 2006 et 2014 pour le Tchad.

4.3. Analyse des résultats

L'estimation de la loi de Wagner appliquée aux dépenses militaires est faite à partir des moindres carrés avec rupture structurelle multiple. Le test d'hétéroscédasticité de White est utilisé pour valider les résultats. Ce test (annexe A1) confirme l'hypothèse d'homoscédasticité des résidus, ce qui valide nos résultats consignés dans le tableau 2. Dans le cas du Burkina Faso, les ruptures de 1994 et 2013 pourraient s'expliquer par la dévaluation du Franc CFA qu'ont connue les pays de la zone franc et la crispation de l'activité économique avant l'insurrection de 2014. Nous constatons que la loi de Wagner est vérifiée dans les trois régimes pour ce pays (1984–1993, 1994–2012, 2013–2018) avec une significativité statistique au seuil de 1%. En effet, une augmentation de 1% du PIB entraîne une augmentation des dépenses militaires de 3,57%, 1,79% et 5,48% respectivement dans le premier régime, le second et le troisième régime. Ces valeurs sont supérieures à 1, ce qui confirme la loi de Wagner. On constate que l'effet dans le troisième régime est très important, ce qui peut s'expliquer par la situation sécuritaire du Burkina Faso.

Dans le cas du Mali, nous constatons que les deux périodes de rupture sont 2004 et 2012. En effet, l'année 2004 est marquée par l'organisation de la coupe d'Afrique et des élections communales nationales. Ces événements peuvent expliquer la rupture constatée au niveau de l'évolution du produit intérieur brut du pays. Quant à l'année 2012, elle est marquée par la rébellion initiée par le Mouvement National pour la Libération de l'Azawad (MNLA), avec pour corollaire le coup d'État militaire survenu la même année. Cette année a été considérée comme l'année de tous les dangers et a bouleversé la situation économique du Mali. Nous constatons que la loi de Wagner est vérifiée dans les trois régimes considérés. En effet, une augmentation de 1% du

PIB entraîne une augmentation des dépenses militaires de 1,67%, 4,38% et 10,21%, respectivement pour le premier régime, le second et le troisième régime (1984–2003, 2004–2011, 2012–2018). Cependant, on constate que le dernier régime c'est à dire de 2012 à 2018, a connu un impact majeur du PIB sur les dépenses militaires, avec un coefficient de Wagner de 10,21%, soit le double des effets dans les autres régimes. Dans cette période, il est consacré une grande part de la richesse nationale pour la sécurisation du pays, à travers l'augmentation des dépenses militaires.

Le troisième pays de cette recherche est la Mauritanie. Les périodes de rupture sont les années 2000 et 2008. Les années 2000 sont marquées par une spirale des attaques terroristes qu'a connues la Mauritanie. Aussi, le pays a connu un coup d'État en 2008, ce qui a fragilisé le tissu économique national, accompagné de la crise financière internationale de 2008. Ces événements ci-dessus pourraient expliquer les deux ruptures structurelles constatées. Ainsi, la loi de Wagner est estimée dans trois régimes (1984–1999, 2000–2007 et 2008–2018). Une augmentation du PIB de 1% entraîne une augmentation des dépenses militaires de 2,92%, 1,01% et 2,11% respectivement dans le premier régime, le deuxième et le troisième régime. On note une augmentation de l'effet du PIB sur les dépenses militaire dans le dernier régime (2008–2018), où le pays est confronté à l'insécurité sous régionale due à la menace terroriste.

Les périodes de rupture dans le cas du Niger sont les années 1994 et 2000, ce qui implique la présence de trois régimes (1984–1993, 1994–1999, et 2000–2018) dans l'estimation de la loi de Wagner mesurée par l'effet du PIB sur les dépenses militaires. La rupture structurelle de 1994 peut s'expliquer par la dévaluation du CFA et la rébellion de la période 1990–1996, avec la création du Front Populaire de Libération du Sahara en 1994. La rupture constatée en 2000 peut s'expliquer par l'instabilité politique et l'organisation des élections en 1999. On constate que la loi de Wagner n'est pas vérifiée dans le premier régime (1984–1993) car l'effet du PIB sur les dépenses militaires est non significatif. Par contre, la loi de Wagner est vérifiée dans le second et le troisième régime où une augmentation du PIB de 1% entraîne une augmentation des dépenses militaires respectivement de 4,17% et 8,75%. L'effet du dernier régime est d'une ampleur importante, ce qui montre les efforts du Niger en faveur du financement de ses dépenses militaires, durant ces dernières années.

Le cinquième pays de la recherche est le Tchad. Les périodes de rupture constatées sont celles de 2006 et 2014. En effet, la rupture structurelle observée durant la période 2006 peut s'expliquer par la bataille de N'Djamena qui a opposé l'armée Tchadienne à la rébellion des Forces Unies pour le Changement. La rupture de 2014 peut s'expliquer par la situation d'instabilité de 2013 avec le coup d'État manqué qu'a connu le pays. La loi de Wagner est vérifiée au Tchad dans les trois régimes (1984–2005, 2006–2013 et 2014–2018). En effet, une augmentation du PIB de 1% entraîne une augmentation des dépenses militaires respectivement de 1,03%, 2,68% et 1,02%. On note que le coefficient de Wagner du second régime apparaît

Tableau 2. Résultat de l'estimation sans la corruption

Variable	Coefficient	Regimes	Pays	
lpibb	3,5825*** (3,9447)	1984–1993	Burkina Faso	
lpibb	1,7998*** (11,123)	1994–2012		
lpibb	5,4891*** (6,3858)	2013–2018		
R carre	0,9378	F-statistic		87,502
R carre ajusté	0,9271	Prob (F-statistic)		0,0000
lpibb	1,6743*** (10,737)	1984–2003	Mali	
lpibb	4,3890*** (20,003)	2004–2011		
lpibb	10,218*** (15,215)	2012–2018		
R carre	0,9871	F-statistic		445,54
R carre ajusté	0,9849	Prob (F-statistic)		0,0000
lpibb	2,9286*** (2,8819)	1984–1999	Mauritanie	
lpibb	1,0168*** (2,8536)	2000–2007		
lpibb	2,1172*** (3,9448)	2008–2018		
R carre	0,9443	F-statistic		98,495
R carre ajusté	0,9348	Prob (F-statistic)		0,0000
lpibb	0,0980 (0,7833)	1984–1993	Niger	
lpibb	4,1732*** (3,9108)	1994–1999		
lpibb	8,7531*** (22,734)	2000–2018		
R carre	0,9683	F-statistic		177,43
R carre ajusté	0,9628	Prob(F-statistic)		0,0000
lpibb	1,0369** (1,0369)	1984–2005	Tchad	
lpibb	2,6899* (1,7711)	2006–2013		
lpibb	1,0206* (1,8795)	2014–2018		
R carre	0,9226	F-statistic		69,137
R carre ajusté	0,9092	Prob (F-statistic)		0,0000

Note : Les valeurs entre parenthèses représentent les statistiques des tests. *, ** et *** sont les seuils de significativité, respectivement à 10%, 5% et 1%.

Source : élaboration propre, à partir des données du modèle (WDI, ICRG).

le plus élevé, ce qui indique une part importante de la richesse nationale pour les dépenses militaires, pendant la période 2006–2013.

Les résultats de l'estimation de la loi de Wagner montrent que cette loi est confirmée pour l'ensemble des pays du G5-Sahel avec une variabilité selon différents régimes temporels. Ainsi, l'élasticité des dépenses militaires par rapport au produit intérieur brut est supérieure à l'unité, ce qui indique qu'une augmentation du PIB de 1% se traduit par une augmentation plus que proportionnelle des dépenses militaires. Ces résultats sont en phase avec ceux de Bojanic (2013), Cavicchioli et Pistoresi (2016), Ahmed et Hanif (2018), Saba et Ngepah (2019) et Kumar et Cao (2019). Malgré ces efforts, les pays du G5-Sahel restent vulnérables face aux attaques terroristes. Ainsi, le problème d'utilisation optimale de ces ressources s'impose. C'est dans cette perspective que nous introduisons la variable de corruption dans l'analyse. En effet, la corruption peut affecter le PIB et les dépenses militaires. Les résultats de l'effet de la corruption sur la loi de Wagner, c'est-à-dire son effet sur l'impact du PIB sur les dépenses militaires, sont consignés à l'annexe A2. Pour raison d'indisponibilité des données sur la corruption pour la Mauritanie et le Tchad, nous considérons trois pays dont le Burkina Faso, le Mali et le Niger.

L'effet de la corruption sur la relation entre le PIB et les dépenses militaires fait apparaître trois régimes au Burkina Faso et au Mali. On note que la loi de Wagner est conditionnée par le niveau de corruption. Dans les trois régimes, la corruption affecte négativement la contribution du PIB aux dépenses militaires. En effet, une augmentation du niveau de corruption entraîne une baisse de l'effet du PIB sur les dépenses militaires. Ainsi, la corruption amène ces pays à relayer la défense et la sécurité au second plan et deviennent ainsi des biens inférieurs. Dans le cas du Niger, aucune rupture n'est constatée lors de l'analyse de l'effet de la corruption. Ainsi, le résultat obtenu concerne la période 1984–2018. La corruption entraîne une augmentation de la contribution du PIB aux dépenses militaires. Ce résultat dans le cas du Niger semble contradictoire car un niveau élevé de corruption entraîne une hausse de l'effet du PIB sur les dépenses militaires. Cependant, cette corruption peut affecter négativement l'efficacité des dépenses militaires au Niger. Ces résultats sont confirmés par Chêne (2014) et Collier (2000).

5. Analyse de la robustesse des résultats

Cette analyse porte sur l'utilisation d'un modèle Vectoriel Autorégressif (VAR). Il permet l'analyse impulsionnelle des chocs liés au produit intérieur brut sur les dépenses militaires des pays du G5-Sahel. La variable dépendante est fonction de ses propres valeurs passées et de celles des autres variables. Pour Sims (1980) le processus VAR permet une meilleure prévision des modèles macroéconomiques

sans se fier à l'apriori théorique. Il se présente sous forme de modèle à équations simultanées :

$$\begin{cases} Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \theta_{1i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{1i} Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_{2i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{2i} Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{cases}$$

La détermination du nombre de retard est faite à travers cinq critères d'information : LR (sequential modified), FPE (Final prediction error), AIC (Akaike information criterion), SC (Schwarz information criterion) et HQ (Hannan-Quinn information criterion). Les résultats sont présentés dans le tableau 3. Le nombre de retard est 1 pour le Burkina Faso et le Niger, 2 pour le Mali et la Mauritanie et 4 pour le Tchad. L'annexe A4 qui présente les résultats indique que les modèles VAR des cinq pays sont globalement significatifs. L'annexe A5 présente les fonctions de réponses impulsionnelles avec la méthode du bootstrap (comme dans l'étude de Tang, 2009). Dans le cas du Burkina Faso ; on constate qu'un choc positif de la croissance économique entraîne une augmentation des dépenses militaires jusqu'à la deuxième année avant une stabilisation à partir de la cinquième année. Concernant le Mali, un choc positif lié à l'augmentation du PIB entraîne une hausse des dépenses militaires jusqu'à la deuxième année, avant une stabilisation à partir de la quatrième année. Un choc positif liée au PIB entraîne une augmentation des dépenses militaires de la Mauritanie jusqu'à la troisième année, et se stabilise à partir de la huitième année. Le même résultat est observé pour le Niger. Cependant, l'effet du choc tend à se résorber au bout de la sixième année. Pour le Tchad, il est observé une hausse des dépenses militaires en présence d'un choc positif du PIB ; effet qui tend à se résorber à partir de la septième année.

La décomposition de la variance présente l'importance des innovations dans les variations de chacune des variables. Il est utilisé la simulation de Monte Carlo avec 100 répétitions. Ainsi, à travers l'annexe A6, il est observé qu'à moyen et à long terme, la variance de l'erreur de prévision des dépenses militaires est expliquée à 85% (Burkina Faso), 98% (Mali, Mauritanie et Niger) et à 70% (Tchad) par ses propres innovations et 14% (Burkina Faso), 2% (Mali, Mauritanie et Niger) et 30% (Tchad) par la croissance économique.

Conclusion

L'insécurité est un phénomène qui affecte négativement le processus de développement des pays de l'Afrique Subsaharienne en général, et ceux du G5-Sahel en particulier. En effet, les pays affectés sont obligés de faire des efforts en matière

Tableau 3. Les critères d'information du VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Burkina Faso						
0	4,208871	NA	0,002973	-0,142508	-0,049992	-0,112350
1	96,27426	166,3117*	1,01e-05*	-5,824146*	-5,546600*	-5,733673*
2	99,86624	6,025260	1,05e-05	-5,797822	-5,335246	-5,647034
3	100,7638	1,389747	1,29e-05	-5,597664	-4,950057	-5,386560
4	103,0812	3,289199	1,47e-05	-5,489108	-4,656471	-5,217689
Mali						
0	8,972176	NA	0,002186	-0,449818	-0,357303	-0,419660
1	85,95443	139,0647*	1,97e-05	-5,158350	-4,880804*	-5,067877
2	91,21098	8,817441	1,83e-05*	-5,239418*	-4,776842	-5,088630*
3	94,79479	5,549122	1,90e-05	-5,212567	-4,564960	-5,001463
4	97,02788	3,169548	2,17e-05	-5,098573	-4,265935	-4,827154
Mauritanie						
0	18,16687	NA	0,001208	-1,043024	-0,950508	-1,012866
1	70,18639	93,97075	5,46e-05	-4,141057	-3,863512*	-4,050584
2	76,89673	11,25604*	4,60e-05*	-4,315918*	-3,853341	-4,165129*
3	77,97544	1,670267	5,62e-05	-4,127448	-3,479841	-3,916344
4	79,99245	2,862849	6,50e-05	-3,999513	-3,166875	-3,728094
Niger						
0	2,018264	NA	0,003424	-0,001178	0,091337	0,028979
1	68,13706	119,4404*	6,23e-05	-4,008842	-3,731297*	-3,918369*
2	72,36634	7,094275	6,17e-05*	-4,023635*	-3,561058	-3,872846
3	73,06883	1,087739	7,71e-05	-3,810893	-3,163285	-3,599789
4	74,27025	1,705239	9,40e-05	-3,630339	-2,797701	-3,358920
Tchad						
0	-25,71809	NA	0,021757	1,847873	1,941286	1,877756
1	26,05017	93,18287	0,000902	-1,336678	-1,056439*	-1,247027
2	29,09604	5,076439	0,000966	-1,273069	-0,806003	-1,123651
3	31,68610	3,971432	0,001073	-1,179073	-0,525181	-0,969888
4	42,53965	15,19497*	0,000694*	-1,635977*	-0,795258	-1,367024*

Notes : * Indicates lag order selected by the criterion.

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level).

FPE: Final prediction error.

AIC: Akaike information criterion.

SC: Schwarz information criterion.

HQ: Hannan-Quinn information criterion.

Source : élaboration propre, à partir des données du modèle (WDL, ICRG).

budgétaire pour équiper leur armée afin de venir à bout du terrorisme. Ainsi, cette recherche a pour objectif de tester la loi de Wagner en rapport avec les dépenses militaires dans les pays du G5-Sahel (Burkina Faso, Mali, Mauritanie, Niger et Tchad). Il s'agit d'analyser comment évoluent ces dépenses, lorsque le PIB de ces pays augmente. Aussi, l'étude analyse l'effet de la corruption sur cette loi.

Pour atteindre ces objectifs, la recherche utilise le modèle de Peacock et Wiseman (1961) estimé par la méthode basée sur les ruptures structurelles de Bai et Perron (2003). Cette méthode est justifiée par le fait que les pays de G5-Sahel ont sur la période d'étude (1984 à 2018) des moments d'instabilités socio-politiques. Les résultats montrent que la loi de Wagner est vérifiée pour l'ensemble des pays du G5-Sahel avec une variabilité selon différents régimes temporels. Les dépenses militaires représentent des biens supérieurs dont l'importance varie selon différents régimes temporels. Cependant, la prise en compte de la corruption conduit à une non confirmation de la loi de Wagner au Burkina Faso et au Mali et contribue à baisser la part du revenu national accordée à la défense. Dans le cas du Niger, le paradoxe constaté qui est le fait que la corruption entraîne une augmentation de la part du revenu accordée à la défense, conduit à s'interroger sur l'efficacité et l'affectation de ces dépenses. La gouvernance vertueuse dans le secteur de la défense doit être une priorité pour ces cinq pays du Sahel afin de conduire à une affectation optimale et efficiente des ressources. Les recherches futures pourraient s'intéresser aux dépenses d'investissement dans le secteur de la défense.

Annexes

Annexe A1. Résultats du test de rupture multiple

Pays	SupF(1)	SupF(1)	UDmax	WDmax	White Test
Burkina Faso	20,149* (11,47)	35,310* (9,75)	70,621* (11,70)	83,079* (12,81)	0,891 Prob = 0,514
Mali	87,544* (11,47)	113,49* (9,75)	226,99* (11,70)	267,04* (12,81)	0,9863 Prob = 0,453
Mauritanie	35,320* (11,47)	40,333* (9,75)	80,666* (11,70)	94,896* (12,81)	7,535 Prob = 0,274
Niger	682,24* (11,47)	498,14* (9,75)	1364,48* (11,70)	1364,4* (12,81)	1,515 Prob = 0,215
Tchad	18,837* (11,47)	110,24* (9,75)	220,49* (11,70)	259,38* (12,81)	0,8082 Prob = 0,572

Source : élaboration propre, à partir des données du modèle (WDL, ICRG).

Annexe A2. Résultats de l'estimation avec corruption

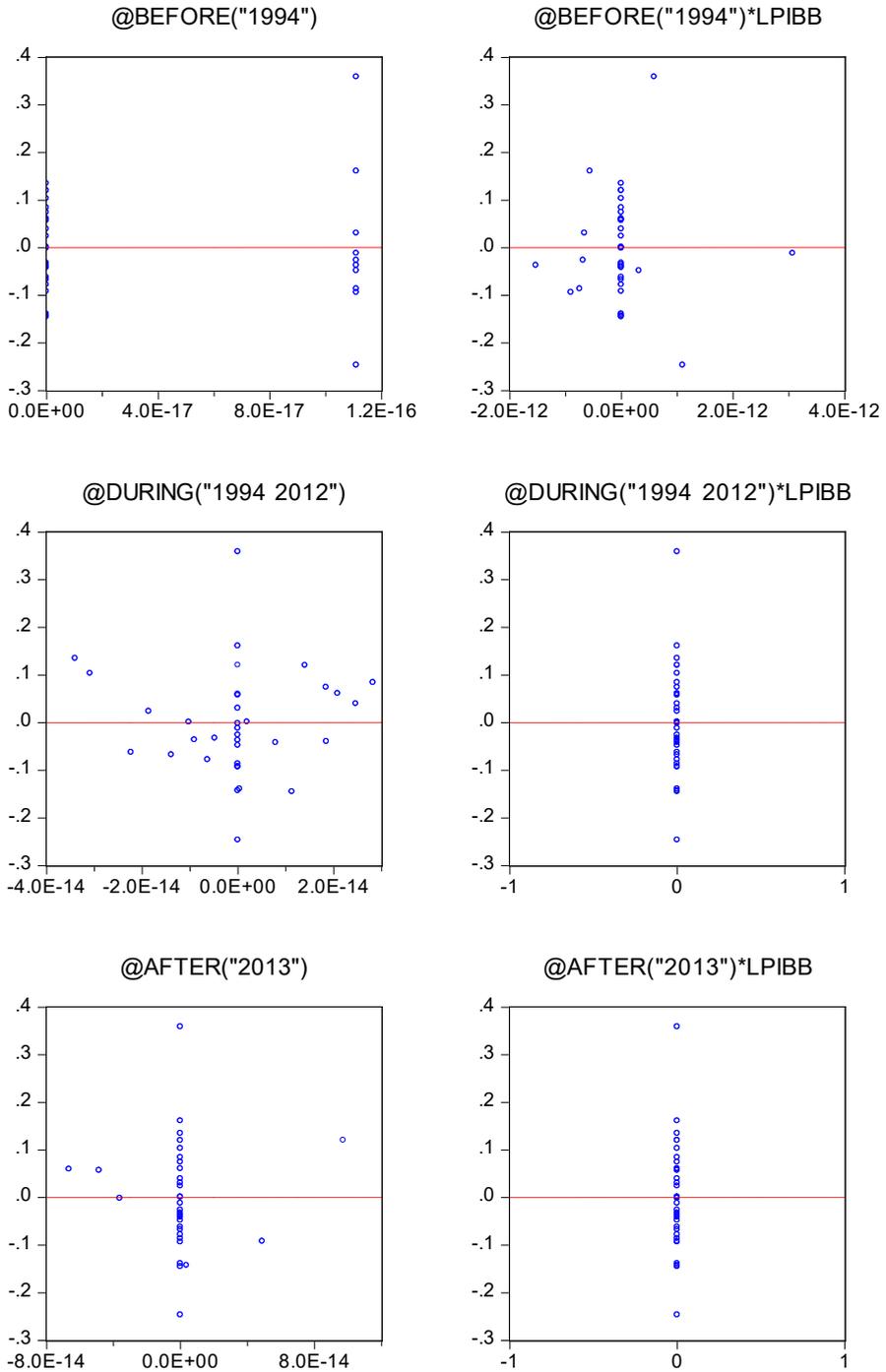
Variable	Coefficient	Regimes	Pays
lpibb	-89,587* (-1,8695)		
corpib	0,0001* (1,9376)	1984–1988	
lpibb	-3,7826*** (-16,594)		
corpib	1,1E-006*** (7,5965)	1989–1993	Burkina Faso
lpibb	1,7536*** (14,346)		
corpib	1,2E-06*** (3,1859)	1994–2018	
R carre ajusté	0,94	Prob(<i>F</i> -statistic)	0,0000
lpibb	1,6367*** (7,5964)		
corpib	3,8E-08 (0,4039)	1984–2003	
lpibb	4,6530*** (5,664)		
corpib	1,9E-07 (0,5865)	2004–2012	Mali
lpibb	5,2738*** (4,3773)		
corpib	2,9E-06*** (5,1044)	2013–2018	
R carre ajusté	0,98	Prob(<i>F</i> -statistic)	0,0000
lpibb	6,6234** (2,6935)		
corpib	-0,0503*** (-3,4387)	1984–2018	Niger
R carre ajusté	0,58	Prob(<i>F</i> -statistic)	0,0058

Note : Les valeurs entre parenthèses représentent les statistiques des tests. *, ** et *** sont les seuils de significativité, respectivement à 10%, 5% et 1%.

Source : élaboration propre, à partir des données du modèle (WDI, ICRG).

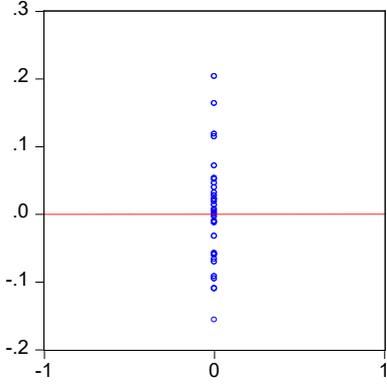
Annexe A3. Représentation graphique des dépenses militaires et le PIB avant et après chaque rupture structurelle

LDEPMILB vs Variables (Partialled on Regressors)

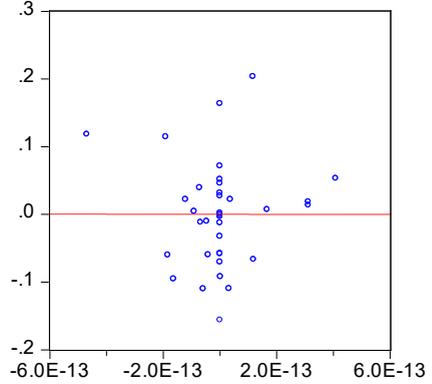


LDEPMILM vs Variables (Partialled on Regressors)

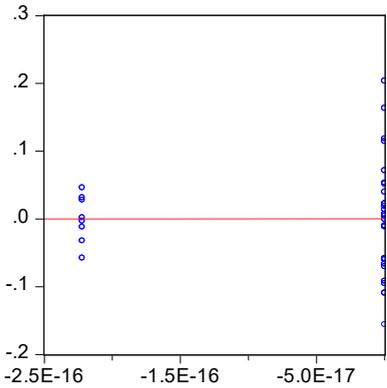
@BEFORE("2004")



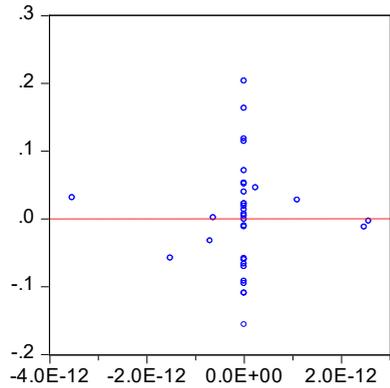
@BEFORE("2004")*LPIBM



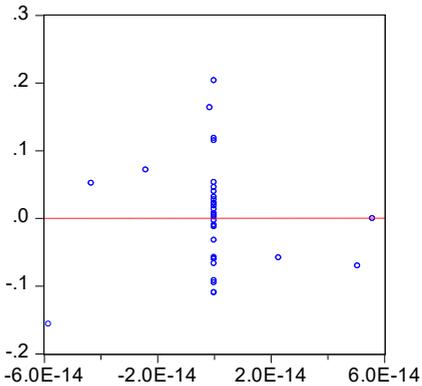
@DURING("2004 2011")



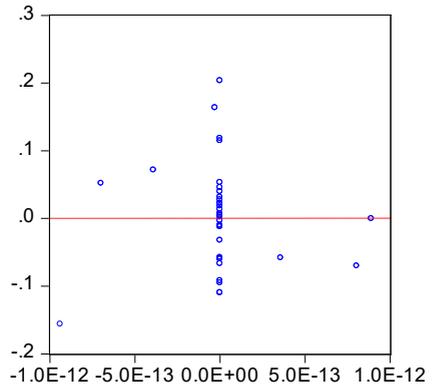
@DURING("2004 2011")*LPIBM



@AFTER("2012")

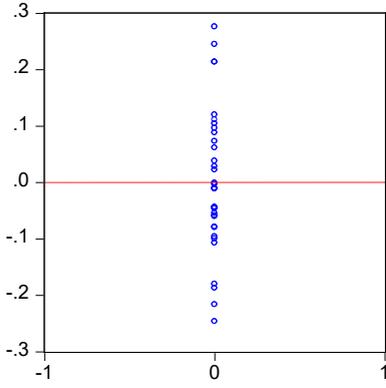


@AFTER("2012")*LPIBM

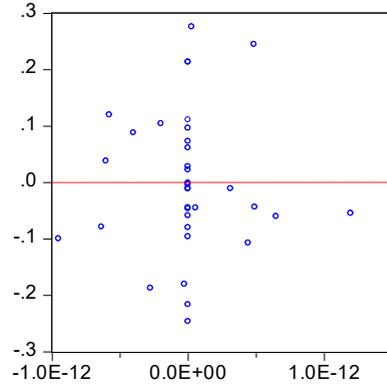


LDEPMILMO vs Variables (Partialled on Regressors)

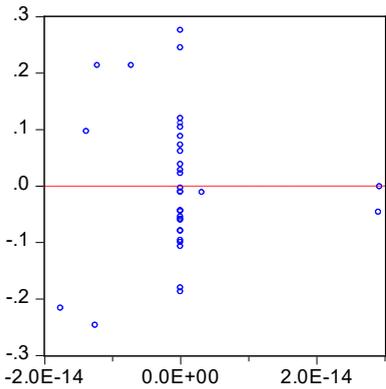
@BEFORE("2000")



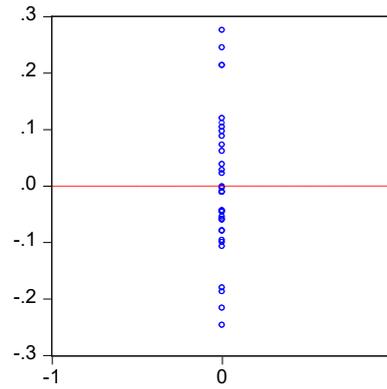
@BEFORE("2000")*LPIBMO



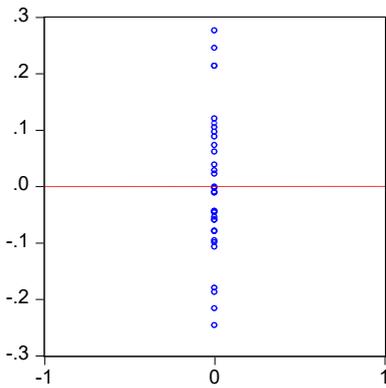
@DURING("2000 2007")



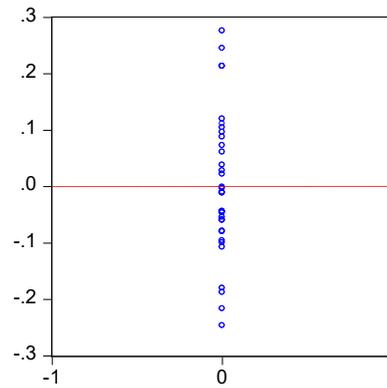
@DURING("2000 2007")*LPIBMO



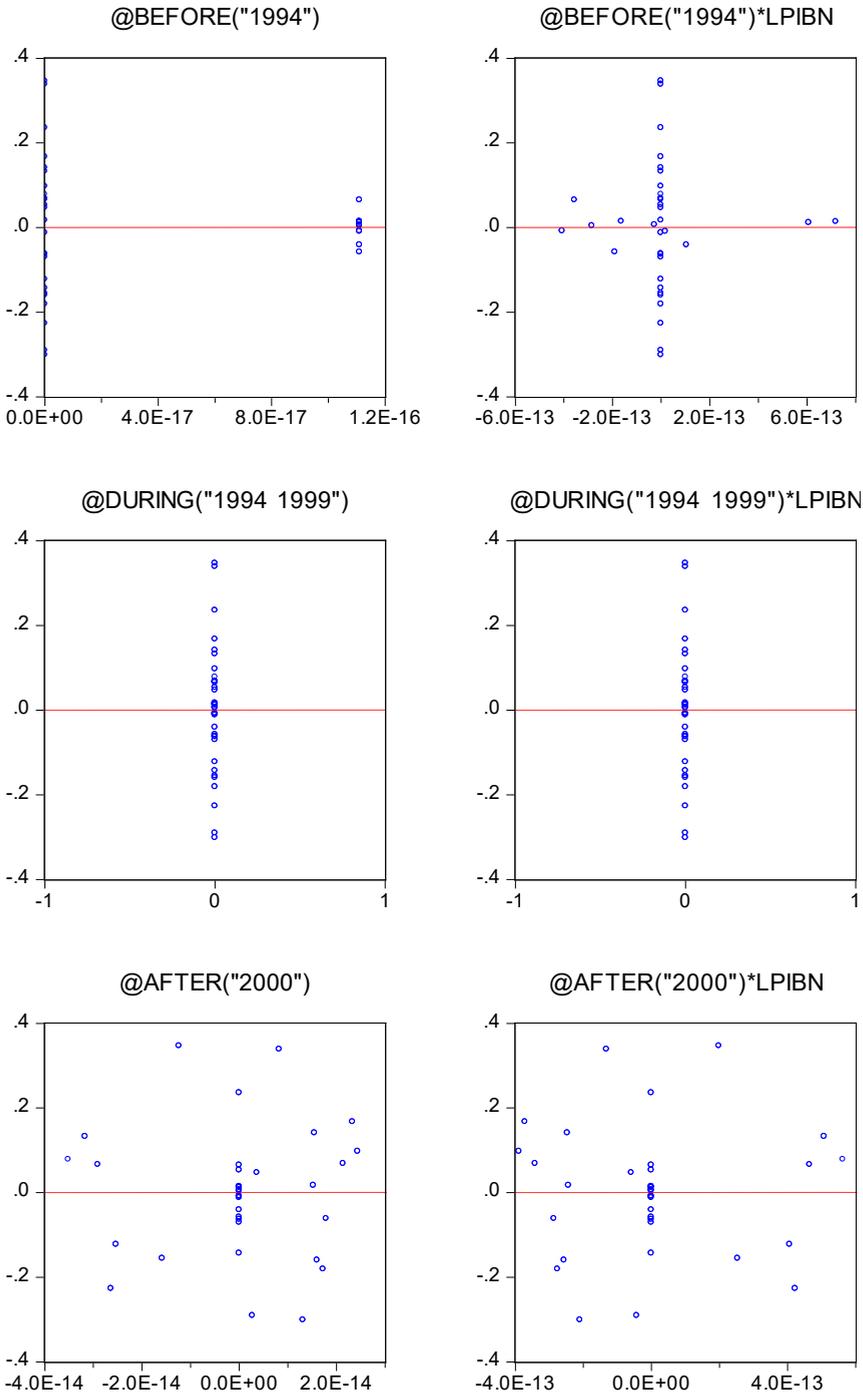
@AFTER("2008")



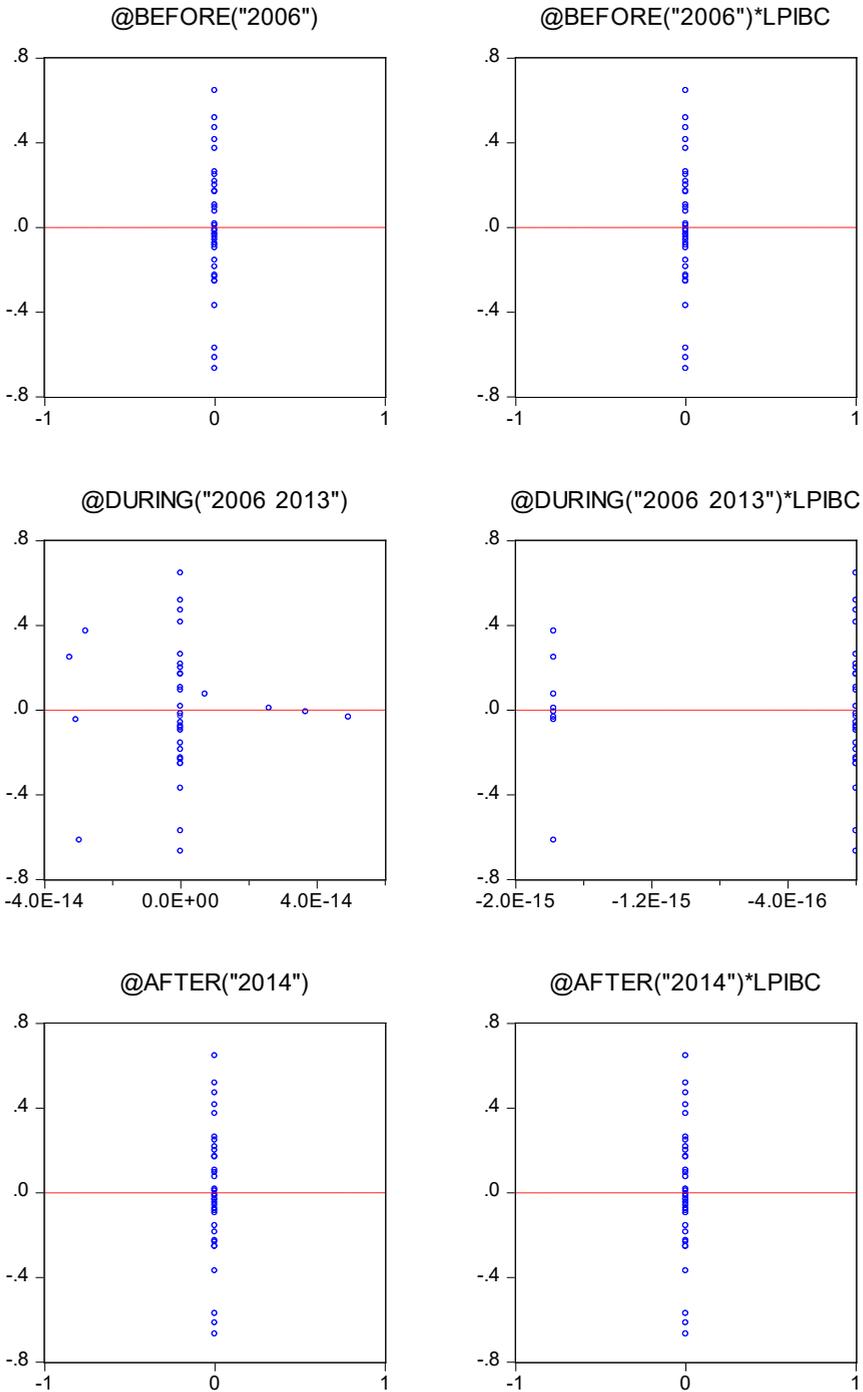
@AFTER("2008")*LPIBMO



LDEPMILN vs Variables (Partialled on Regressors)



LDEPMLC vs Variables (Partialled on Regressors)



Source : élaboration propre.

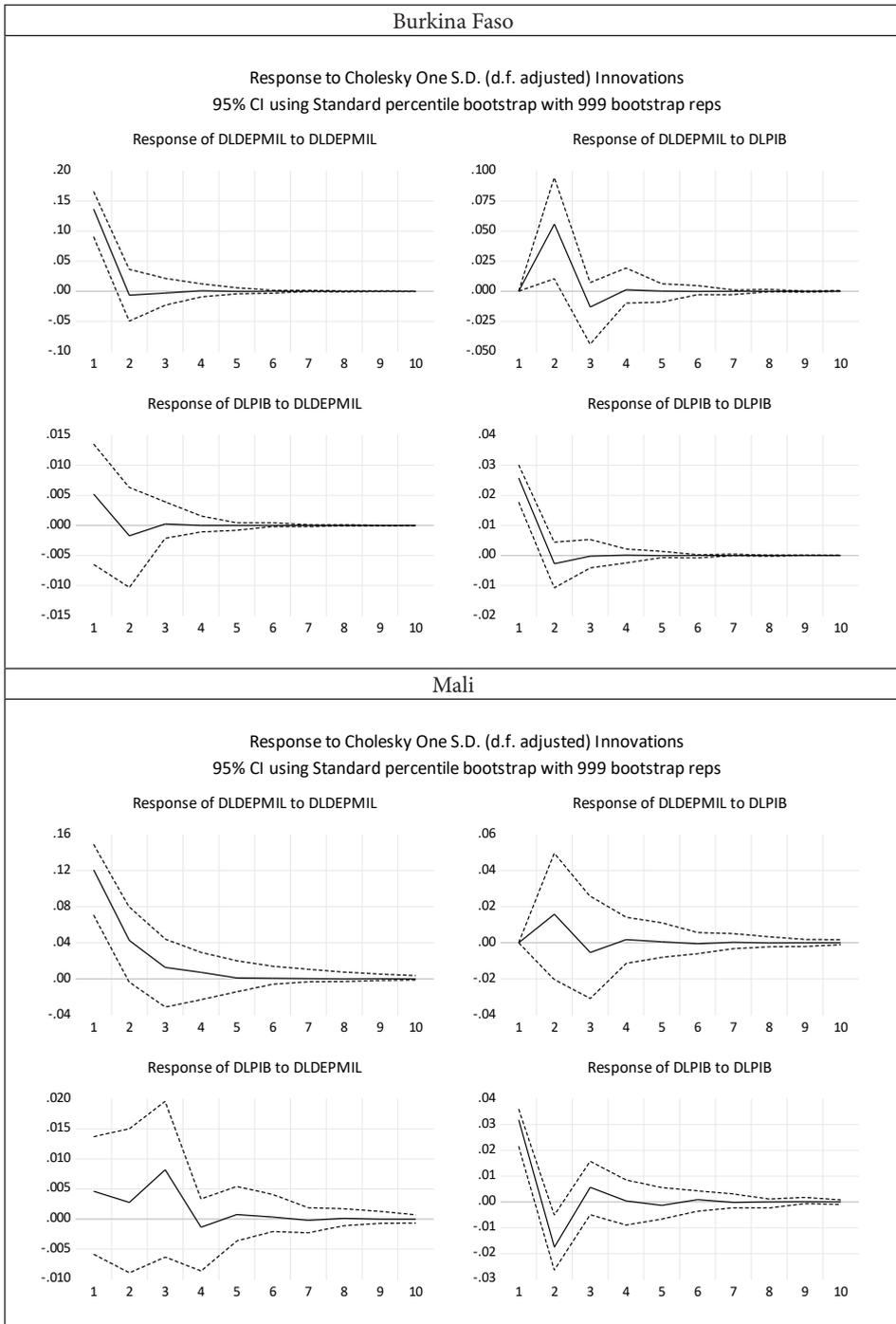
Annexe A4. Résultats de l'estimation du modèle VAR par pays

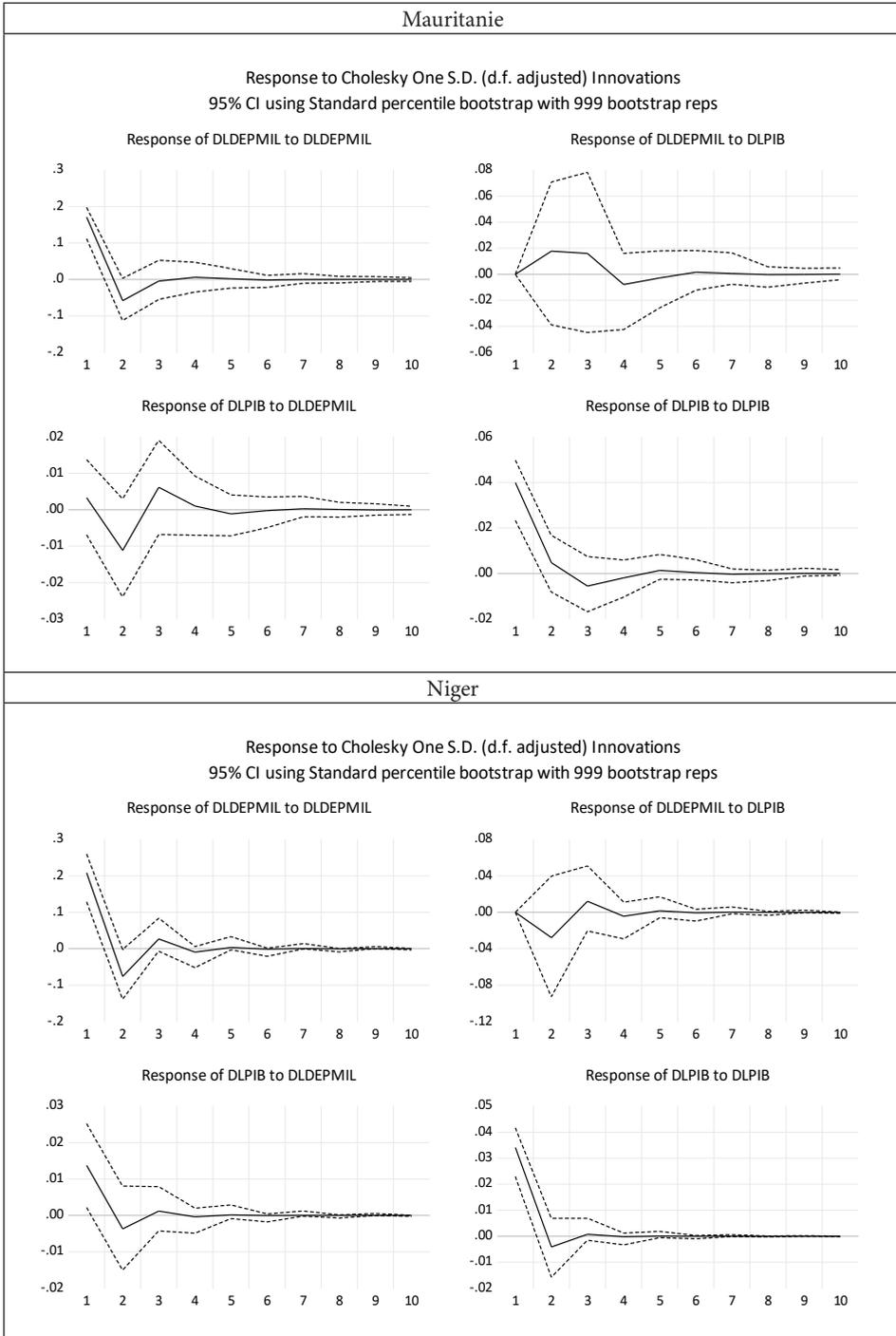
[67]

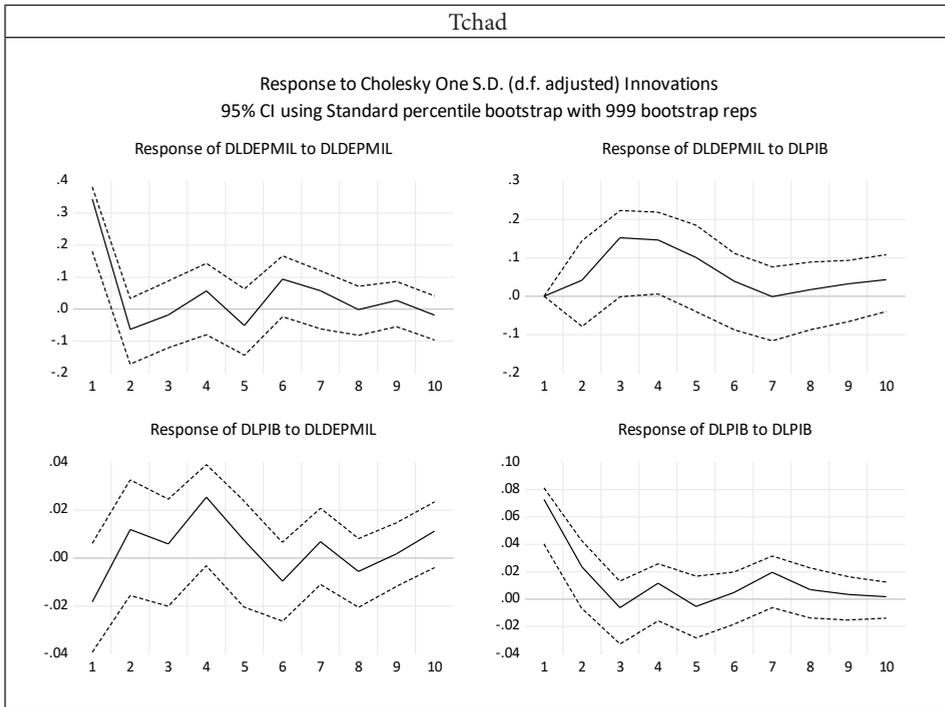
Burkina Faso			Mali			Mauritanie			Niger			Tchad		
	ldepmil	lpib		lpib	ldepmil		ldepmil	lpib		ldepmil	lpib		ldepmil	lpib
ldepmil (-1)	0,8189	-0,0430	lpib(-1)	0,6013	0,4171	ldepmil (-1)	0,6812	-0,0308	ldepmil (-1)	1,0166	0,0107	ldepmil (-1)	0,5739	0,0341
	(0,125)	(0,023)		(0,155)	(0,551)		(0,178)	(0,035)		(0,048)	(0,007)		(0,175)	(0,040)
lpib(-1)	0,4294	1,0687	lpib(-2)	0,3094	-0,1236	ldepmil (-2)	0,2885	0,1141	lpib(-1)	-0,4015	0,9096	ldepmil (-2)	0,1707	0,0001
	(0,201)	(0,039)		(0,1378)	(0,488)		(0,187)	(0,037)		(0,504)	(0,082)		(0,209)	(0,047)
C	-4,3124	-0,6075	ldepmil (-1)	0,0793	1,2543	lpib(-1)	0,6774	0,8499	C	4,7896	1,0365	ldepmil (-3)	0,1625	0,0887
	(1,960)	(0,363)		(0,055)	(0,196)		(0,834)	(0,166)		(5,989)	(0,976)		(0,212)	(0,048)
R-squared	0,9076	0,9901	ldepmil (-2)	-0,0656	-0,2932	lpib(-2)	-0,5502	-0,2094	R-squared	0,9345	0,8014	ldepmil (-4)	-0,4152	-0,0569
Adj. R	0,9016	0,9894		(0,067)	(0,240)		(0,807)	(0,161)	Adj. R	0,9303	0,7885		(0,167)	(0,038)
			C	1,0456	-3,3688	C	-1,0764	3,1693				lpib(-1)	0,9607	1,0581
				(1,017)	(3,602)		(4,906)	(0,978)					(0,782)	(0,179)
			R-squared	0,9644	0,9733	R-squared	0,9111	0,9298				lpib(-2)	1,1036	-0,3118
			Adj. R	0,9593	0,9695	Adj. R	0,8984	0,9197					(1,113)	(0,255)
												lpib(-3)	1,0755	0,3516
													(1,077)	(0,246)
												lpib(-4)	-1,3861	-0,4502
													(0,818)	(0,187)
												C	-19,497	4,0861
													(8,855)	(2,029)
												R-squared	0,9449	0,9481
												Adj. R	0,9249	0,9293

Source : élaboration propre.

Annexe A5. Fonctions de réponses impulsionnelles







Source : élaboration propre.

Annexe A6. Décomposition de la variance des dépenses militaires

Période	Variance decomposition of Idepmil : Burkina Faso			Variance decomposition of Idepmil : Mali			Variance decomposition of Idepmil : Mauritanie			Variance decomposition of Idepmil : Niger			Variance decomposition of Idepmil : Tchad		
	SE	Idepmil	lpib	SE	Idepmil	lpib	SE	Idepmil	lpib	SE	Idepmil	lpib	SE	Idepmil	lpib
1	0,136	100,00	0,0000	0,120	100,00	0,0000	0,171	100,00	0,0000	0,208	100,00	0,0000	0,344	100,00	0,0000
		(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
2	0,147	85,689	14,310	0,129	98,499	1,5008	0,181	99,046	0,9533	0,223	98,453	1,5467	0,352	98,580	1,4194
		(9,486)	(9,486)		(4,413)	(4,413)		(4,412)	(4,412)		(4,641)	(4,641)		(6,257)	(6,257)
3	0,148	85,029	14,970	0,129	98,345	1,6544	0,182	98,285	1,7141	0,225	98,197	1,8028	0,385	83,050	16,949
		(10,15)	(10,15)		(4,737)	(4,737)		(5,820)	(5,820)		(5,187)	(5,187)		(10,69)	(10,69)
4	0,148	85,023	14,976	0,129	98,333	1,6670	0,182	98,104	1,8955	0,225	98,163	1,8362	0,415	72,992	27,007
		(10,29)	(10,29)		(5,115)	(5,115)		(6,285)	(6,285)		(5,383)	(5,383)		(12,14)	(12,14)
5	0,148	85,023	14,976	0,129	98,331	1,6685	0,182	98,080	1,9194	0,225	98,159	1,8403	0,436	69,361	30,638
		(10,33)	(10,33)		(5,264)	(5,264)		(6,358)	(6,358)		(5,438)	(5,438)		(12,47)	(12,47)
6	0,148	85,023	14,976	0,129	98,329	1,6703	0,182	98,072	1,9272	0,225	98,159	1,8407	0,442	70,185	29,814
		(10,34)	(10,34)		(5,373)	(5,373)		(6,499)	(6,499)		(5,455)	(5,455)		(12,32)	(12,32)
7	0,148	85,023	14,976	0,129	98,329	1,6708	0,182	98,071	1,9284	0,225	98,159	1,8408	0,446	70,684	29,315
		(10,35)	(10,35)		(5,473)	(5,473)		(6,595)	(6,595)		(5,459)	(5,459)		(12,44)	(12,44)
8	0,148	85,023	14,976	0,129	98,329	1,6708	0,182	98,071	1,9288	0,225	98,159	1,8408	0,446	70,579	29,420
		(10,36)	(10,36)		(5,553)	(5,553)		(6,669)	(6,669)		(5,459)	(5,459)		(12,65)	(12,65)
9	0,148	85,023	14,976	0,1299	98,329	1,6708	0,182	98,071	1,9288	0,225	98,159	1,8408	0,448	70,313	29,686
		(10,36)	(10,36)		(5,617)	(5,617)		(6,684)	(6,684)		(5,459)	(5,459)		(13,05)	(13,05)
10	0,148	85,023	14,976	0,1299	98,329	1,6708	0,182	98,071	1,9288	0,225	98,159	1,8408	0,451	69,713	30,286
		(10,36)	(10,36)		(5,671)	(5,671)		(6,703)	(6,703)		(5,459)	(5,459)		(13,17)	(13,17)

Source : élaboration propre.

References

- Abed, G., & Gupta, S. (2002). *Governance, corruption, and economic performances*. International Monetary Fund.
- Aben, J. (2020). De defensae oeconomia oeconomibusque. De l'économie de la défense et de ceux qui la font. *Revue Défense Nationale*, 832(7), 13–17.
- ACSRT. (2020). *Terrorism in the Sahel: Facts and figures*. https://thesouthernhub.org/resources/site1/General/Regions/Africa/20200909_NS_DS_HUB_ACSRT_1st_Joint_Report_Terrorism_in_the_Sahel.pdf
- Ahmed, E. M., & Hanif, C. M. (2018). Sub-Saharan African countries public expenditure and economic growth: Wagner's panel cointegration and causality applications. *Business Economics and Management*, preprint. <https://doi.org/10.20944/preprints201805.0121.v1>
- Bagayoko, N. (2020). Sahel : L'indispensable gouvernance plus vertueuse des budgets de défense. *Le Point*. https://www.lepoint.fr/afrique/sahel-l-indispensable-gouvernance-plus-vertueuse-des-budgets-de-defense-05-06-2020-2378599_3826.php
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 66(1), 47–78.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22.
- Bayale, N., Gado, B. M. S., Sambieni, N. B. N., & Tchala, K. K. E. (2024). Dépenses militaires et croissance économique dans l'UEMOA: Une analyse des effets de seuil et des canaux de transmission. *African Development Review*, 36(1), 41–54.
- Bojanic, A. N. (2013). Testing the validity of Wagner's law in Bolivia: A cointegration and causality analysis with disaggregated data. *Revista de Análisis Económico*, 28(1), 25–45.
- Brunel, S. (1996). *Le sous-développement*. Presse Universitaire Française.
- Burney, N. A. (2002). Wagner's hypothesis: Evidence from Kuwait using cointegration tests. *Applied Economics*, 34(1), 49–57.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., & Sansó, A. (2006). Testing the null of cointegration with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(5), 623–646.
- Cavicchioli, M., & Pistoiesi, B. (2016). Testing threshold cointegration in Wagner's law: The role of military spending. *Economic Modelling*, 59, 23–31.
- Chang, T. (2002). An econometric test of Wagner's law for six countries based on cointegration and error-correction modelling techniques. *Applied Economics*, 34(9), 1157–1169.
- Chêne, M. (2014). *L'impact de la corruption sur la croissance et les inégalités*. Transparency International, Anti-Corruption Helpdesk.
- CIFOEB (Centre d'Information, de Formation, et d'Études sur le Budget). (2019). *Analyse budgétaire globale sur le domaine de la sécurité/défense. Rapport final*.
- Collier, P. (2000). How to reduce corruption. *African Development Review*, 12(2), 191–205.
- Emirmahmutoglu, F., Saraçoğlu, B., & Güney, S. (2010). Türkiye'de enflasyon dirençliğinin bai-perron yöntemi ile incelenmesi. *Gazi University Journal of Economics & Administrative Sciences*, 12(2), 1–26.
- Diebolt, C., & Jaoul, M. (2004). Les dépenses militaires, moteur de la croissance économique japonaise? *Revue Économique*, 55(3), 439–447.

- Ghali, K. H. (1999). Government size and economic growth: Evidence from a multivariate cointegration analysis. *Applied Economics*, 31(8), 975–987.
- Goffman, I. J. (1968). Empirical testing of Wagner's law—technical note. *Public Finance – Finances Publiques*, 23(3), 359–366.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99–126.
- Gupta, S. P. (1967). Public expenditure and economic growth: A time-series analysis. *Public Finances / Finances Publique*, 22(4), 423–461.
- Huang, C. J. (2006). Government expenditures in China and Taiwan: Do they follow Wagner's law? *Journal of Economic Development*, 31(2), 139–148.
- Institut d'Étude de Sécurité. (2020). *Les militaires du Sahel ont besoin d'une meilleure gouvernance pour faire face à la menace terroriste*. <https://issafrica.org/fr/iss-today/les-militaires-du-sahel-ont-besoin-dune-meilleure-gouvernance-pour-faire-face-a-la-menace-terroriste>
- Keho, Y. (2016). Testing Wagner's law in the presence of structural changes: New evidence from six African countries (1960–2013). *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(1), 1–6.
- Kendrick, M. S., & Wehle, M. (1955). Introduction to "A century and a half of federal expenditures". In M. S. Kendrick & M. Wehle, *A century and a half of federal expenditures* (pp. 1–2). <https://www.nber.org/books-and-chapters/century-and-half-federal-expenditures>
- Keynes, J. M. (1936). *General theory of employment, interest and money*. Macmillan.
- Khalid, M. A., & Mustapha, A. B. (2014). Long-run relationships and causality tests between military expenditure and economic growth in India. *The Economics and Finance Letters*, 1(6), 49–58.
- Kinda, M. T., & Koinda, F. (2017). Dynamique économique et dépenses publiques de santé au Burkina Faso. *Revue d'Économie Théorique et Appliquée*, 7(1), 1–22.
- Kumar, S., & Cao, Z. (2019). Testing for structural changes in the Wagner's law for a sample of East Asian countries. *Empirical Economics*, 59(4), 1959–1976.
- Liao, H. C., & Suen, Y. B. (2006). Dating breaks for global crude oil prices and their volatility: A possible price band for global crude prices. *Energy Studies Review*, 14(2), 189–206.
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212–218.
- Mann, A. J. (1980). Wagner's law: An econometric test for Mexico, 1925–1976. *National Tax Journal*, 33(2), 189–201.
- Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy*, 89(5), 914–927.
- Musgrave, R. A. (1969). Cost-benefit analysis and the theory of public finance. *Journal of Economic Literature*, 7(3), 797–806.
- Narayan, S., Rath, B. N., & Narayan, P. K. (2012). Evidence of Wagner's law from Indian states. *Economic Modelling*, 29(5), 1548–1557.
- Ngaba, E. A., Bayale, N., Babatoundé, A. L., & Ameganvi, K. (2024). Dépenses militaires et croissance économique dans les pays du Sahel: Retour sur une relation controversée. *Revue d'Économie du Développement*, 36(1), 5–42.

- Oxley, L. (1994). Cointegration, causality and Wagner's law: A test for Britain 1870–1913. *Scottish Journal of Political Economy*, 41, 286–298.
- Paparas, D., Richter, C., & Kostakis, I. (2018). The validity of Wagner's Law in the United Kingdom during the last two centuries. *International Economics and Economic Policy*, 16, 269–291. <https://doi.org/10.1007/s10368-018-0417-7>
- Peacock, A. T., & Wiseman, J. (1961). *The growth of public expenditure in the United Kingdom*. Princeton University Press.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 57(6), 1361–1401.
- Saba, C. S., & Ngepah, N. (2019). Military expenditure and economic growth: Evidence from a heterogeneous panel of African countries. *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja*, 32(1), 3586–3606.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 48(1), 1–48.
- SIPRI (Stockholm International Peace Research Institute). (2019). *SIPRI Databases 2016*. <https://www.sipri.org/databases>
- Smith, A. (1776/1949). *Recherches sur la nature et les causes de la richesse des nations. Les grands thèmes. (Extraits)*. L'Université du Québec à Chicoutimi.
- Tang, C. F. (2009). An examination of the government spending and economic growth nexus for Malaysia using the leveraged bootstrap simulation approach. *Global Economic Review*, 38, 215–227.
- United Nations. (2017). *World population prospects: The 2017 revision*. Economic and Social Affairs of United Nation. https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pd/files/files/documents/2020/Jan/un_2017_world_population_prospects-2017_revision_databooklet.pdf
- Wagner, A. (1958). Three extracts on public finance. In: R. A. Musgrave & A. T. Peacock (Eds.), *Classics in the theory of public finance* (pp. 1–15). Macmillan. https://doi.org/10.1007/978-1-349-23426-4_1
- World Bank. (2019). *World Development Indicators. DataBank*. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), 25–44.