



Analyse de la causalité entre dépenses publiques et croissance économique en Algérie avec changement structurel : Approche ARDL : 1970-2020

Causality analysis between public spending and economic growth in Algeria with break structure: ARDL approach: 1970-2020

ABDERRAHMANI Farés^{1*}, Laboratoire Economie Et Développement (LED),
Université De Bejaia, Algerie, fares.abderrahmani@univ-bejaia.dz
TIAB Fayçal, Laboratoire Economie Et Développement (LED),
Université De Bejaia, Algerie, faycal.tiab@univ-bejaia.dz

Réception : 06/12/2021	Acceptation: 20/12/2021	Édition: 31/12/2021
------------------------	-------------------------	---------------------

Résumé

La présente étude a pour objectif d'analyser la direction de causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique et de déterminer ses implications en termes de politiques économiques pour la période 1970-2020. Cette analyse s'est faite sur la base d'un modèle ARDL (Autoregressive distributed lag) à partir des données statistiques des dépenses publiques réelles et du produit intérieur brut réelle de l'Algérie sur une période allant de 1970 à 2020. Il ressort des résultats de l'étude qu'il existe une relation de causalité long terme entre les variables et cette relation va dans le sens des dépenses publiques vers le PIB réel.

Mots clés : Causalité, dépenses publiques, croissance économique, cointégration, ARDL.

Abstract:

This paper examines the nexus between gross domestic product and the public expenditure in Algeria and to determine its implications in term of economic policies over the period 1970-2020. This analysis was done on the basis of model ARDL (Autoregressive distributed lag) starting from the statistical data of the real public expenditure and gross domestic product real of Algeria over one period going of 1970 to 2020. It arises from the results of the study that there is a relation of causality long term between the variables and this relation goes in the direction of the gross domestic product towards public expenditure.

Key words: Causality, public expenditure, economic growth, cointegration, ARDL.

*Auteur correspondant **ABDERRAHMANI Farés**.

1. INTRODUCTION:

Après la crise économique et les difficultés connues dans les années 80 suite au contre choc pétrolier de 1986, l'économie algérienne a tiré profit de l'augmentation des prix de l'énergie ces dernières années. Cela, a fait de l'Algérie un pays plus riche que jamais. Cette situation a permis au pays de se désendetter et de constituer des réserves de changes. Ses réserves ont atteint 173,91 milliards dollars à fin juin 2011. Ces réserves se positionnent à fin 2020 à 46,9 milliards selon les dernières prévisions du ministère des Finances algérien.

Une bonne partie de la rente pétrolière a été réinvesties dans les projets de développement économiques (autoroutes, bâtiment, métro, chemins de fer, etc.) dans le cadre d'un programme quinquennal 2010/2014. Le pouvoir public a misé sur une somme de 286 milliards de dollars sur cinq ans. Ce qui censé ramener la croissance à 4,1% en 2011 et en 2010 après avoir été au rythme de 2,4 % en 2010. On note que cette croissance est dérisoire comparée à la dépense publique qui est de l'ordre de 200 milliards de dollars entre 2004/2009. 70% de ces dépenses sont mises dans les infrastructures, qui restent des supports à l'enclenchement de la dynamique économique.

En dépit de marges de manœuvre financières confortables dont dispose l'Algérie, son économie ne parvient pas à se diversifier et absorber les multiples problèmes structurels. Outre le fait de privilégier une politique budgétaire expansionniste pour acheter la paix sociale, l'économie algérienne demeure fortement dépendante de la rente pétrolière qui représente environ 45,7% du PIB et 98% des exportations. De plus la croissance affichée ces dernière années reste volatile et fragile, elle est en grande partie tributaire des cours des hydrocarbures sur les marché mondiaux.

La forte dépendance de l'économie algérienne à la rente pétrolière et aux prix des énergies fossiles soulève plusieurs questions en matière de politiques économiques futures à mettre en œuvre. Cette situation impose l'adoption d'un plan de relance économique qui couvre le court, le moyen, et le long terme. Ce plan doit mettre l'accent sur la rationalisation des dépenses publiques. C'est tout l'objectif de cet article. Plus précisément, nous proposons de faire un focus sur la relation entre les dépenses publiques et l'évolution de PIB en Algérie durant la période allant de 1970 à 2020.

1.1 PROBLEMATIQUE :

L'objectif est d'apporter un éclairage sur l'effet des dépenses publiques sur la croissance économique ainsi que le sens la causalité entre ces deux variables en Algérie.

1.2 LES HYPOTHESES DE LA RECHERCHE :

Deux hypothèses vont être testées dans ce travail :

- **Les dépenses publiques affectent positivement la croissance économique**
- **Les dépenses publiques causent la croissance économique en Algérie**

Pour apporter des éléments de réponse à la problématique posée, la suite de l'article est organisée de la manière suivante : la section 2 passe en revue la littérature théorique et empirique, supposée, sur le lien de causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique. Les données mobilisées et l'approche méthodologiques utilisées sont présentées dans la section 3. La section 4 discute des résultats obtenus. Dans la section 5 nous dressons quelques conclusions et recommandations en matière de politiques publiques.

1.3 REVUE DE LA LITTERATURE :

La relation entre croissance économique et dépenses publiques est certainement l'un des thèmes sur lesquels économistes et spécialistes des finances publiques ont le plus consacré de travaux ces 30 dernières années. Dans la littérature économique contemporaine, la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique est analysée selon trois (3) approches différentes: une première, qui tente de déterminer le signe de la causalité entre la croissance du revenu national et la croissance des dépenses publiques dans l'économie; une deuxième qui s'intéresse aux effets des dépenses publiques sur la croissance économique ;enfin une troisième, issue des nouvelles théories de la croissance, est le prolongement de l'approche précédent. La première approche, cherchant à établir le lien de causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique, aboutit à des résultats empiriques très controversés. En effet, le fait de faire valoir que le premier est à l'origine du second ou vice versa fait l'objet de débats très animés et les résultats empiriques varient d'un pays à l'autre. Alors que certains travaux mettent en évidence une relation de causalité dans un seul sens, d'autres au contraire établissent une causalité réciproque. Certains travaux empiriques, inspirés des travaux de l'économiste Adolph Wagner expliquent que la dépense publique est une conséquence plutôt qu'une cause du revenu national; ils s'opposent aux travaux s'inspirant de la logique keynésienne selon laquelle les dépenses publiques causeraient la croissance économique. Keho (2004), dans son étude portant sur l'impact de l'investissement public sur la croissance économique a ainsi montré que c'est la croissance qui cause l'investissement public et non l'inverse en Côte d'Ivoire. Les résultats obtenus par Aregbeyen (2008) pour le Nigéria à l'aide de tests de causalité de Granger ont aussi montré une causalité unidirectionnelle du revenu national vers les dépenses publiques.

Ils rejoignent les travaux effectués par Tang (2010) et qui montrent que le revenu réel est une source des dépenses de santé en Malaisie, et non l'inverse. De même Ghali (1997) rejette pour la Tunisie l'hypothèse selon laquelle les dépenses publiques causent la croissance économique. Concernant les études essayant d'établir une causalité bidirectionnelle entre ces deux variables, on peut citer Togbenu (2018) qui ne trouve aucune relation de causalité au sens de Granger entre les dépenses publiques et la croissance économique au Togo. Ngakosso (2016) a obtenu une causalité à double sens dans le cas du Congo sur la période (1960-2013). Hounkpodote, H. and Bationo, R. (2010) qui ont trouvé qu'il n'y a pas de causalité à double sens dans les pays de l'UEMOA pendant que l'étude de Kacou (2004), à l'aide d'un test de Granger montre que ce sont les dépenses publiques qui causent la croissance en Côte d'Ivoire alors que l'étude de Ouattara (2007) démontre que les dépenses publiques et la croissance économique s'influencent réciproquement dans la zone UEMOA. Cette double causalité a été mise en exergue pour la Corée du Sud par Cheng et Wei (1997) sur la période (1954-1994).

La seconde approche pour l'étude de la relation entre dépenses publiques et croissance consiste à analyser le rôle des dépenses publiques dans le processus de croissance économique. Parmi ces travaux on peut citer :

- Landau (1983), dans sa recherche des facteurs de la croissance est le premier à s'interroger sur le lien entre la croissance économique et le niveau des dépenses publiques. Il montre que la consommation publique influence négativement la croissance économique. Ram (1986) et Aschauer (1989) mettent en évidence un effet positif des dépenses publiques sur la croissance.

Kormendi et Meguire (1985), Easterly et Rebelo (1993) et Agell, Lindh et Ohlsson (1997) trouvent, en revanche, qu'il n'existe aucune relation entre ces deux grandeurs. Agell, Lindh et Ohlsson critiquent très durement les techniques économétriques des premières études basées essentiellement sur des données en coupes transversales. Fölster et Henrekson (1999,2001), sur la base de méthodes renouvelées, concluent à nouveau que, pour les pays de l'OCDE, une forte pression fiscale et un poids élevé de l'Etat dans l'économie ont des effets négatifs sur la croissance. Ils rejoignent les résultats de Landau (1983), de Grier et Tullock (1989), de Scully (1989), de Grosman (1990), de Fölster et Henrekson (1999, 2001), de Gwartney, Holcombe et Lawson(1998), de Barro (2000) et de Tabellini (2005) sur les mêmes pays de l'OCDE. Devarajan et al. (1996) ne trouvent aucune relation significative entre la croissance et le niveau des dépenses des administrations publiques aux Etats Unis. Ojo et Oshokoya (1994) démontrent qu'une hausse des dépenses publiques avait tendance à réduire la croissance du PIB/tête dans. Bynoe(1994) relève en utilisant les données annuelles de 1965-1990 que la politique budgétaire n'avait eu aucun effet significatif positif sur la croissance

économique au Ghana, au Kenya, en Tanzanie et en Sierra Léone .Cependant, elle a été à l'origine de l'accroissement du revenu réel au Nigéria. Morley et Perdakis (2000) concluent à l'existence d'un effet positif à long terme des dépenses publiques totales sur la croissance égyptienne. Solomane Koné (2000) démontre à l'aide du modèle de St Louis sur la période 1962-1995 que la politique budgétaire dans la zone UEMOA, bien qu'assurant une croissance dans la plupart des pays, a eu un effet inflationniste dans certains pays où les dépenses publiques ont connu une forte progression. Nubukpo (2003) montre qu'à court terme les dépenses publiques totales sont sans effet sur la croissance mais une prise en compte de la composition des dépenses a bien des effets à court terme sur l'économie des pays de l'UEMOA. Il rejoint ainsi les conclusions de Mansouri, B. (2003) pour le Maroc qui trouve que « c'est la structure des dépenses publiques qui compte en définitive et non pas les dépenses considérées à un niveau plus ou moins agrégé ». Togbenu (2017) trouve une relation non linéaire entre les dépenses publiques et la croissance économique dans les pays en développements. Les résultats obtenus par Luc et al (2021) révèlent une corrélation stable à long terme entre les dépenses publiques et le taux de croissance économique dans la sous-région de la CEMAC. Ainsi, les théoriciens de la croissance endogène impulsent une autre approche de l'analyse du lien entre dépenses publiques et croissance économique.

Pour le cas algérien proprement dit, on peut citer l'étude de Lakhdar ADOUKA (2013), dont l'objet est d'expliquer la croissance des dépenses publiques par l'approche de la demande pour les biens publics en Algérie de 1970 à 2010, de tester la véracité de la loi de Wagner pour l'économie algérienne par une approche de la demande pour vérifier l'effet positif entre la part des dépenses publiques par rapport au PIB. Le résultat le plus important qu'on peut tirer de cette étude est que la loi de Wagner se vérifie pour l'économie algérienne si l'équation de la fonction de la demande de croissances des dépenses publiques est prise sans le terme constant. Par contre le modèle ne confirme pas la loi de Wagner, si l'équation de stabilité de long terme des croissances est prise avec le terme constant. Cette étude montre aussi qu'il y a une relation de feed-back entre les dépenses publiques et le revenu par tête en utilisant le test de causalité de Granger.

2 DONNEES ET METHODOLOGIE :

Nous étudions la causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique en Algérie la croissance économique en utilisant le modèle ARDL sur une période qui s'étale de 1970-2020. L'objectif étant d'évaluer l'impact des dépenses publiques sur le Produit intérieure brut réel avec possibilité de changement structurel dans les données.

2.1 PRESENTATION DES DONNEES :

Un certain nombre de variables est souvent utilisé pour représenter l'activité économique. Comme proxy de l'activité économique, on utilise le plus souvent soit le Produit Intérieur Brut (PIB), soit le Produit National Brut (PNB) et dans certains cas, celui du revenu national ou la production industrielle. Dans le cas de notre étude, nous considérons le PIB réel comme proxy de l'activité économique et les dépenses publiques en termes réels seront prises dans toutes leurs composantes. Les données utilisées dans le modèle sont issues de la base de données de l'office national des statistiques et elles couvrent la période 1970-2020. Les données ont été transformées en logarithmes :

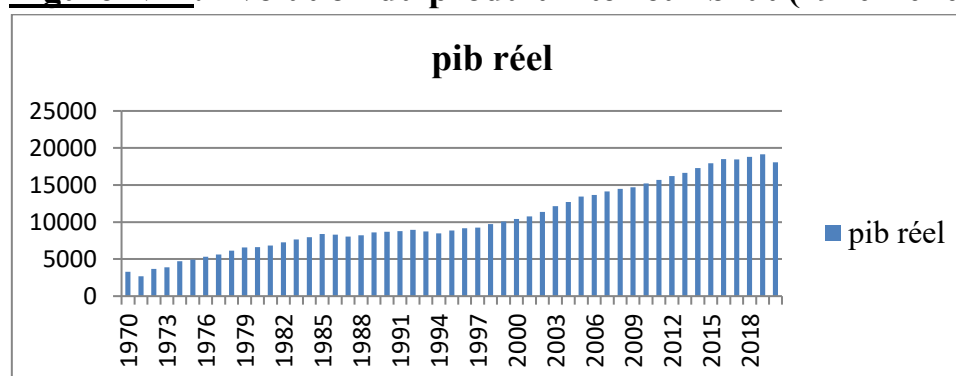
LPIB= logarithme du PIB réel

LDEP= logarithme des dépenses publiques en termes réels.

2.1.1 ANALYSE DE L'EVOLUTION DES VARIABLES :

Le produit intérieur brut a évolué au cours de la période (1970-2020) de manière assez régulière. Après une forte croissance durant presque toute la décennie 70 et la première moitié des années 80, il y a eu d'abord une chute brutale durant la période 1986-1989 pour reprendre avec une faible cadence durant pratiquement toute la décennie 90. Depuis 1999 le **PIB** connaît une croissance assez élevée (5.6%) en moyenne par année, dû essentiellement à une conjoncture exceptionnelle en matière de prix des hydrocarbures et des conditions climatiques très favorables. « *Le lancement du programme quinquennal de soutien à la croissance économique de 2001-2005 a permis d'enregistrer un taux de croissance du PIB positif et soutenue, il est passé de 3.01% en 2001 à 5,91% en 2005* ». (Banque d'Algérie 2005). La croissance PIB en 2020 a été plutôt négatifs, -3,68% où le ralentissement de la croissance enregistré durant cette année accentue la tendance des années précédentes (13,70% en 2019 et 4,27% en 2017). Cette tendance apparaît nettement dans le BTPH, et les services, marchands ou non marchands. Le graphe suivant décrit de manière très claire cette évolution.

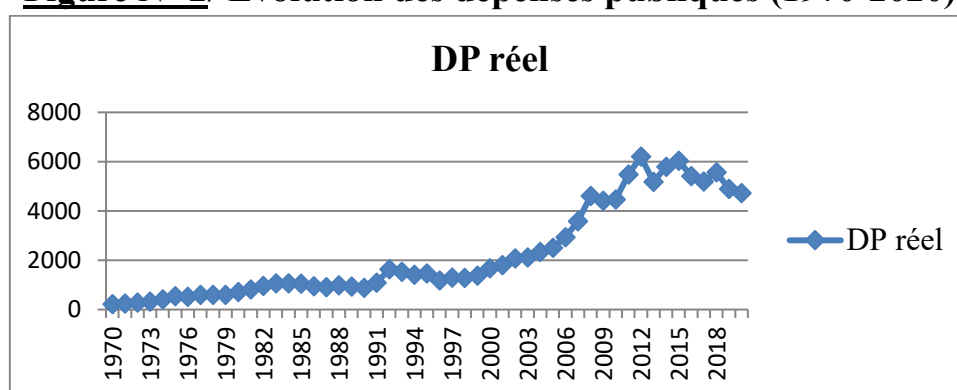
Figure N° 1. Evolution du produit intérieur brut (1970-2020)



Source : Etabli par nous-mêmes à partir des données de L'ONS

Quant aux dépenses publiques ont connu durant la période considérée une augmentation spectaculaire. Ceci est tout à fait normal car l'Etat est l'acteur principal de toute l'activité économique. Mais, il y a lieu de remarquer qu'aussi bien les dépenses d'équipement que de fonctionnement ont connu des fluctuations importantes. Ainsi, après une période florissante (1970-1979) où les dépenses de fonctionnement et d'équipement ont enregistré respectivement des taux de croissance de 8.5% et 19.4%, est venue une période de régression où les même grandeurs ont enregistré respectivement (1.81%) et (-11.2); Ce qui traduit bien les difficultés qu'a connues l'économie algérienne durant cette période. Par contre durant (1990-1999) on a assisté à une reprise de la croissance de ces dépenses avec des taux de croissances annuels moyens de 9.39% pour le budget de fonctionnement et 4.8% pour le budget d'équipement. Néanmoins, nous assistons à une augmentation spectaculaire des dépenses d'équipement durant la période 2000-2009 soit environ 7.8% en moyenne par année traduisant ainsi l'effort consenti par l'Etat dans la mise en place d'importantes infrastructures (routes, autoroutes, barrages, production d'énergies etc. Il s'agit là de nouvelles orientations de la stratégie de développement de l'économie algérienne. En effet, L'Algérie a accusé d'énormes retards dans ce domaine ce qui justifie la concentration des efforts durant la période 2000-2009 profitant d'une aisance financière sans précédents due à l'augmentation des prix du pétrole sur le marché mondial. En 2020, les dépenses publiques totales s'établissent à 4726,6 milliards de dinars contre 5572,39 milliards de dinars en 2018, soit une baisse de 17,89%, contre une hausse de 4,25% en 2015 par rapport à 2014. Nous pouvons visualiser cette évolution à travers le graphe suivant relatif à l'évolution de cette variable.

Figure N° 2/ Evolution des dépenses publiques (1970-2020)



Source : Etabli par nous-mêmes à partir des données de L'ONS (1970-2020)

2.1.2 CARACTERISTIQUES DESCRIPTIVES :

Il ressort du tableau ci-dessous que la variable dépenses publiques est plus volatile que la variable croissance économique, avec un sérieux creux en 1996 (imputable au programme d'ajustement structurel imposé par le FMI). Le test de stationnarité d'Andrews Zivot va être préféré à celui d'ADF pour vérifier la racine unitaire dans les

variables « dépenses publiques» et PIB réel qui sont affectées par d'un changement structurel. Aussi, l'on note que les deux variables sous-étude sont normalement distribuées (Prob. Jarque-Bera > 0.05).

Tableau N°1 : Caractéristiques statistiques des variables

	LOG(PIBR)	LOG(DPR)
Mean	9.151485	7.320589
Median	9.101390	7.222506
Maximum	9.858917	8.732515
Minimum	7.902210	5.368454
Std. Dev.	0.487944	0.933550
Skewness	-0.496721	-0.095965
Kurtosis	2.749106	2.142467
Jarque-Bera	2.230988	1.640923
Probability	0.327753	0.440228
Sum	466.7257	373.3500
Sum Sq. Dev.	11.90446	43.57577
Observations	51	51

Sources : calcul des auteurs à partir du logiciel Eviews 12

2.2 METHODOLOGIE :

La méthodologie est basée sur une approche en trois étapes. La première étape consiste à vérifier les propriétés des séries chronologiques utilisées (stationnarité et l'ordre d'intégration) à l'aide des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller, Phillips-Perron (PP) et le test Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) et de Zivot-Andrew (pour une détection éventuelle des points de ruptures. La deuxième étape utilise la théorie de la cointégration développée par Pasaran et All pour examiner la relation de court et de long terme entre le PIB et les dépenses publiques. Enfin, dans la troisième étape, les tests de causalité de Granger, Toda et Yamamoto (1995) sont effectués pour déterminer la direction de la causalité entre le PIB réel et les dépenses publiques réelles.

2.2.1 TESTS DE STATIONNARITE :

La spécification d'un modèle nécessite que les variables soient stationnaires, ce pour éviter le risque de fausses régressions. Il existe plusieurs tests de racines unitaires permettant de déterminer l'ordre d'intégration des séries. Il faut noter que tous ces tests comportent des biais, ce qui fait penser que la détermination de l'ordre d'intégration ne saurait être rigoureuse à partir d'un seul test. C'est pour cette raison que nous allons utiliser plusieurs tests : Le premier test est le test usuel de racine unitaire de Dickey-Fuller (ADF). Ce test prend en compte uniquement la présence d'auto-corrélation dans les séries. L'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire dans la série. En plus du test ADF, il y a le test de Phillips-Perron(PP) et le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS). Le test de Phillips et Perron (1988) est construit sur une correction non paramétrique des statistiques de Dickey-Fuller pour prendre en compte les erreurs

hétéroscédastiques. Le test KPSS repose sur la décomposition de la série étudiée en une partie déterministe, une marche aléatoire et un bruit blanc. L'hypothèse nulle du test est la stationnarité des séries.

Pour examiner la robustesse des résultats du test de racines unitaires standards, nous utilisons le test de Zivot-Andrews (1992) qui présente l'avantage de tester la racine unitaire en présence d'un changement structurel identifié de façon endogène. Le test est basé sur trois modèles tenant compte d'un changement structurel respectivement dans la constante, dans la tendance, et dans les deux à la fois.

L'hypothèse nulle est le non rejet de la racine unitaire en présence d'un changement structurel. Cette hypothèse est rejetée au cas où la statistique calculée est inférieure à la valeur critique. Les valeurs critiques aux seuils de 1%, de 5%, et de 10% sont respectivement de -5.34, -4.8, et -4.58 pour le modèle où le changement structurel est dans la constante, de -4.93, -4.42, et -4.11 pour le modèle où le changement structurel est dans la tendance, et de -5.57, -5.08, et -4.82 pour le modèle où le changement structurel est aussi bien dans la constante que dans la tendance.

2.2.2 TEST DE COINTEGRATION DE PESARAN

Dans l'approche ARDL, les variables dépendantes retardées et indépendantes retardées peuvent être introduites dans le modèle. Le terme "autorégressive" signifie que la variable dépendante retardée peut déterminer la variable dépendante présente alors que le terme "distributed lag" se réfère au retard des variables indépendantes. Ainsi, cette technique peut être utilisée même si la variable indépendante n'entraîne pas une variation instantanée de la variable dépendante comme envisagé dans le modèle théorique. Cependant pour appliquer la l'approche ARDL, il faut être sûr qu'il n'y a aucune variables I(2). En effet, d'après Ouattara (2004), les statistiques critiques F ne sont pas valables dans cette approche en présence d'une variable I(2). De même il faut être prudent sur l'utilisation des valeurs critiques lorsque l'échantillon est de taille réduite. Les valeurs critiques de Narayan (2004) seront utilisées dans cette étude puisque la taille de l'échantillon est faible. L'approche de "ARDL, est préférée à d'autres techniques de cointégration pour plusieurs raisons :

- D'abord, d'après Pesaran et al. (2001), cette approche convient mieux pour des échantillons de tailles réduites. Cependant, la technique de cointégration de Johansen nécessite un grand échantillon pour obtenir un résultat valide.
- Ensuite, cette méthodologie peut être appliquée si les variables utilisées ; sont toutes I (1), sont toutes I (0), ou sont mixtes.

- Le modèle ARDL donne un estimateur convergent des coefficients de long terme indépendamment du fait que les régresseurs sous jacents sont purement I (0), I(1) ou mutuellement cointégrés d'après Pesaran et al. (2001).
- Selon Pesaran et Shin (1995), l'approche ARDL nécessite une forme réduite simple de l'équation par contre dans d'autres techniques, un système d'équations est nécessaire.
- Le modèle ARDL permet d'utiliser différents retards pour les différentes variables par opposition aux modèles VAR de cointégration où des retards mixtes pour les variables ne sont pas autorisés (Pesaran et al, 2001).
- Pour appliquer l'approche ARDL on a utilisé la forme réduite de l'équation suivante :

$$\log(PIBR)_t = \beta_0 + \beta_1 \log(DPR_t) + \varepsilon_t \dots \dots \dots (1)$$

Les raisons pour lesquelles, le modèle a été défini de cette manière se résume ainsi :

- Si les variables sont exprimées sous forme logarithmique le problème de la non-normalité peut être réduit.
- Dans l'approche ARDL si la relation de cointégration existe, alors la présentation des relations à long terme nécessite souvent des régresseurs formés de variables dépendantes et indépendantes retardées, ce qui n'est pas le cas dans la représentation de relation à long terme d'Engle-Granger.
- D'après Wooldridge (2006), cette technique permettant de trouver une relation à long terme a l'avantage de résoudre le problème d'endogénéité par la force d'ajouter des variables dépendantes retardées comme régresseurs.
- Il n'est pas nécessaire d'introduire beaucoup de variables explicatives dans le modèle puisque les variables dépendantes retardées peuvent servir à la place des variables omises le cas échéant. Dans notre cas, la version de correction d'erreur du modèle ARDL peut être formulée comme suit :

$$\Delta \log(PIBR_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \log(PIBR_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta \log(DPR_{t-i}) + \theta_1 \log(PIBR_{t-1}) + \theta_2 \log(DPR_{t-1}) + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2)$$

Le retard peut être choisit en se basant sur les techniques de "Akaike Information Criterion" (AIC) et "Schwarz Bayesian Criteria" (SBC). L'estimation peut être réalisée moyennant la méthode des MCO. Ensuite un test F sera effectué pour tester l'existence de la relation de long terme :

Hypothèses	Conclusion
$H_0 : \theta_1 = \theta_2 = 0$	tous ces coefficients sont nulle et donc pas de cointégration entre les variables sélectionnées
$H_1 : \theta_1 \text{ et } \theta_2 \neq 0$	ne sont pas simultanément nulle. Donc il existe une relation cointégration entre les variables sélectionnées.

Source : test proposé par pasaran et Al.

La distribution asymptotique de la statistique F n'est pas standard. Cela dépend du nombre des régresseurs, du nombre des variables I (0) et I (1) et de l'inclusion de la tendance et de la constante. Comme nous avons une taille d'échantillon relativement faible, les valeurs critiques rapportées par Narayan (2004) sont utilisées dans cette étude. Narayan propose pour chaque taille de l'échantillon deux valeurs critiques : valeur critique inférieure (borne inférieure) qui suppose que les variables sont purement I(0) et valeur critique supérieure (limite supérieure), qui suppose que les variables sont purement I(1). Si la statistique F calculée dépasse la limite supérieure, alors, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration peut être rejetée, et donc il existe une relation à long terme entre les variables sous-jacentes. Alors que si la statistique F calculée est en dessous de la limite inférieure, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ne peut pas être rejetée, et la relation de long terme entre les variables ne peut pas être confirmée. Cependant, l'inférence est peu concluante si la statistique calculée se trouve entre les bornes inférieure et supérieure. Il est à noter que, même s'il existe une relation de cointégration entre les variables, le résultat sera sans importance si les paramètres ne sont pas stables tout au long de la période étudiée. L'instabilité dans un paramètre apparaît en raison de ruptures structurelles, il est donc important de vérifier si les paramètres sont stables pour rendre l'inférence totalement fiable. Pour faire le test de constance du paramètre, Pesaran et Pesaran (1997) ont préconisé d'appliquer le test de "Cumulative sum of recursive residuals" (CUSUM) de Brown et al. (1975). S'il existe une relation de cointégration alors le modèle de long terme et la version à correction d'erreur du modèle ARDL à estimer peuvent être formulées comme suit :

$$\log(PIBR_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \log(PIBR_{t-i}) + \sum_{i=0}^p \gamma_i \log(DPR_{t-i}) + \varepsilon_t \dots \dots \dots (3)$$

$$\log \Delta(PIBR_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \log(PIBR_{t-i}) + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta \log(DPR_{t-i}) + \delta ECM_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (4)$$

$$\text{Avec: } ECM_{t-1} = \log(PIBR_t) - \alpha_0 + \sum_{i=2}^p \beta_i \log(PIBR_{t-i}) - \sum_{i=1}^p \gamma_i \log(DPR_{t-i})$$

2.2.3 TEST DE CAUSALITE DE TODA ET YAMAMOTO :

Si les résultats des tests de cointégration indiquent que les variables sont cointégrées, le test de causalité utilise le modèle à correction d'erreurs. Cependant, si les variables ne

sont pas cointégrées le test de causalité utilise le modèle vectoriel autorégressif (VAR) en différence première si les deux variables sont I (1).

La procédure de Toda et Yamamoto se réalise en deux étapes comme suit. Tout d’abord, il s’agit de déterminer l’ordre d’intégration maximal (max d) des séries et le nombre de retards optimal (k) du processus VAR en niveau. Cette étape est réalisée en utilisant les tests de stationnarité. Ensuite, il faut estimer un modèle VAR en niveau augmenté d’ordre $p = k + d_{max}$. Si les séries sont stationnaires, aucun retard additionnel n’est introduit dans le VAR, et la procédure de test suit l’approche standard. En revanche, si les séries sont intégrées d’ordre un, alors un seul retard supplémentaire est introduit dans le modèle.

3 PRESENTATION DES RESULTATS :

Dans cette sous-section, il sera question de présenter les différents résultats empiriques de la relation entre les dépenses publiques réelles et le produit intérieur brut réel en Algérie en utilisant la version 12 du logiciel Eviews.

3.1 TESTS DE STATIONNARITE :

Bien que le test de racine d'unitaire ne soit pas exigé pour déterminer la cointégration en utilisant la méthode ARDL, il est nécessaire de vérifier que les deux séries ne sont pas cointégrées ou qu’elles sont cointégrées d’un ordre supérieur à un, pour pouvoir effectuer le test de causalité de Granger. Le tableau 1 indique que les séries sont intégrées d’ordre 1. En effet, les tests ADF, PP et KPSS effectués sur les séries en niveau montrent qu’aucune de ces séries ne sont pas stationnaires en niveau.

Tableau N°2 : Résultats des tests de stationnarité :

Les variables	Tests de racines unitaires standards						Test de racine unitaire avec changement structure			
	Estimation en niveau			Estimation en différences			conclusion	Test de Zivot-Andrew		Conclusion
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS		Stat	Date	
Log(PIBR)	-5.62	-2.51	0.92	/	-8.92	0.31	I(1)	-2.74	2002	I(0)
Log(DPR)	-2.11	-2.04	0.92	-5.72	-5.68	0.22	I(1)	-3.88	2006	I(0)

Source : calculs des auteurs à partir du logiciel eviews 12

Les résultats du test de racine unitaire de Dickey Fuller Augmenté et Phillips-Perron, et KPSS représenté dans le tableau ci-dessus, confirment que les deux variables sont stationnaires en premières différences, donc sont intégrées d’ordre 1 ou I(1).L’application du test de racine unitaire avec possibilité de changement structurel de

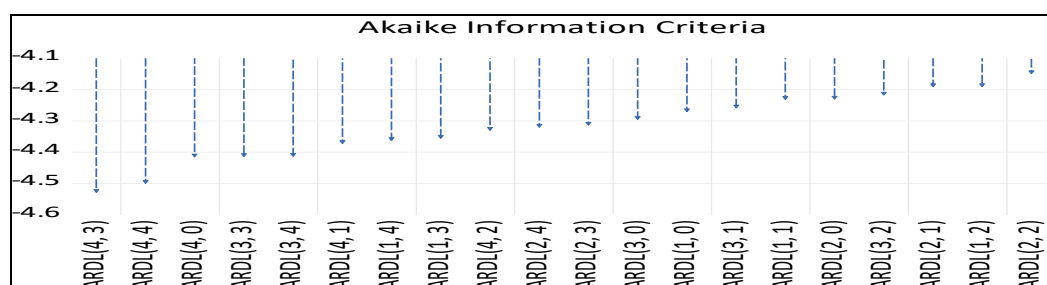
Zivot-Andrew conclu que les deux séries sont stationnaires en niveau avec rupture respectivement en 2002 pour le PIB réel et en 2006 pour les dépenses publiques.

3.2. RESULTATS DE COINTEGRATION

L'estimation du modèle nous a permis dans un premier temps d'identifier le modèle optimal (modèle qui minimise les AIC). Ainsi le graphique 1, nous donne les AIC, des différents modèles. Le modèle retenu est celui qui minimise l'AIC (4,3).

L'hypothèse nulle d'absence de cointégration est ensuite testée, les résultats sont donnés dans le tableau 2. La statistique F calculée est supérieure au plus grand "critical Bound" donc l'hypothèse nulle d'absence de cointégration peut être rejetée.

Figure N°3 : Détermination Du Nombre De Retards Du Modèle ARDL



Source : élaboré à partir des résultats du modèle ARDL sous Eviews12

Tableau N° 3: Résultats du test de cointégration

	F-Bounds Test	Null Hypothesis: No levels relationship	
Test Statistic	10.02	I(0)	I(1)
Valeurs critiques au seuil de 5%		3.86	4.44

Sources : synthèse des auteurs à partir des résultats Eviews 12

Les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les séries sous étude (la valeur de F-stat est > à celle de la borne supérieure), ce qui donne la possibilité d'estimer les effets de long terme des dépenses publiques sur la croissance économique.

Après l'application du test de cointégration entre des variables, nous allons passer au test de causalité entre la croissance économique et les dépenses publiques.

Tableau N°4 : Résultats du test de causalité de TODA& YAMAMATO

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Sample: 1970 2020
Dependent variable: LOG(PIBR)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(DPR)	15.05265	2	0.0005
All	15.05265	2	0.0005
Dependent variable: LOG(DPR)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(PIBR)	2.202791	2	0.3324
All	2.202791	2	0.3324

Sources : synthèse des auteurs à partir des résultats Eviews 12

Les relations causales entre les dépenses publiques et la croissance économique sont analysés en s'appuyant principalement sur le test de causalité de Toda et Yamamoto. D'après ce tableau, nous pouvons dire que c'est les dépenses publiques qui causent la croissance économique. Par conséquent, la proposition Keynésienne de l'efficacité des dépenses gouvernementales en affectant positivement le produit intérieur brut est vérifiée pour le cas de l'Algérie.

Tableau N°5 : Estimation de la relation de long terme

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(DPR)	0.278790	0.064019	4.354803	0.0001
C	7.194803	0.470182	15.30217	0.0000
EC = LOG(PIBR) - (0.2788*LOG(DPR) + 7.1948)				

Sources : synthèse des auteurs à partir des résultats Eviews 12

Les résultats des estimations de la relation de long terme, indiquent que les dépenses publiques jouent un rôle significatif pour favoriser la croissance économique. En effet, si les dépenses publiques augment de 1% , la croissance économique augmentera de 0.27%

Tableau N°6: Estimation de la relation de court terme

ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient			
	t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PIBR(-1))	0.184365	0.124666	1.478866	0.1476
DLOG(PIBR(-2))	0.030060	0.099121	0.303263	0.7634
DLOG(PIBR(-3))	-0.210481	0.072475	-2.904176	0.0062
DLOG(DPR)	0.036965	0.028415	1.300884	0.2013
DLOG(DPR(-1))	-0.005213	0.029218	-0.178403	0.8594
DLOG(DPR(-2))	-0.093701	0.030577	-3.064481	0.0041
DU2002	0.060838	0.011558	5.263620	0.0000
CointEq(-1)*	-0.232183	0.041640	-5.575964	0.0000

Sources : synthèse des auteurs à partir des résultats Eviews 12

D'après les estimations, à long terme, l'impact des dépenses publiques sur le PIB réel est positif. Cet impact est de 0.27%. Le coefficient associé à la force de rappel est négatif (-0.23) est significativement différent de zéro au seuil de 5%. Ce qui vient à confirmer le fait qu'à long terme, les déséquilibres entre les dépenses publiques et le Produit Intérieur Brut réelle se compensent de sorte que les deux séries ont des évolutions similaires. Cela signifie qu'environ 23% de l'écart de l'année précédente est ajusté pour l'année en cours, c'est-à-dire qu'environ 23% des déséquilibres du choc de l'année précédente convergent vers l'équilibre à long terme de l'année en cours.

3.3 DIAGNOSTIC DU MODELE

Il existe plusieurs tests permettant de juger de la validité du modèle. Dans ce travail nous avons porté notre choix sur quatre tests. Il s'agit du test d'autocorrélation, d'homoscédasticité, de normalité, de spécification et de stabilité. Le tableau ci-dessous nous renseigne sur les résultats obtenus à l'issue de ces différents tests. Nous remarquons que sur l'ensemble des tests réalisés, la probabilité calculée est supérieure au seuil de 5%. Par conséquent, les résultats obtenus sont jugés acceptables.

TableauN°7 : Tests du diagnostic de la validité du modèle

	H0 (hypothèse nulle)	Valeur de la statistique calculée	Probabilité
Breusch Godfrey	Non Autocorrélation	1.91	0.3836
Breusch-Pagan-Godfrey	Homoscédasticité	1.17	0.3404
Jarque-Bera	normalité	2.13	0.3439
Ramsey	Bien spécifié	0.2648	0.6099

Sources : synthèse des auteurs à partir des résultats Eviews

Les tests du diagnostic permettent de juger la validité du modèle. Plusieurs tests existent à cet effet.

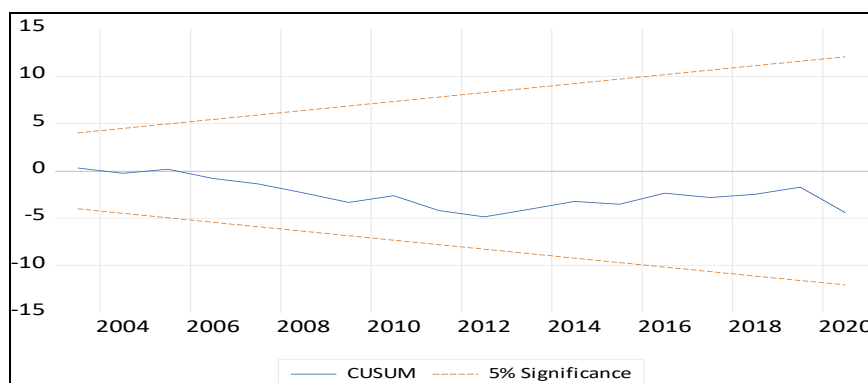
3.4 TEST DE STABILITE (test de CUSUM)

L’objectif recherché à travers le test de stabilité est de montrer que les paramètres estimés ne présentent aucune tendance à se modifier au cours du temps et que la forme de l’équation estimée pouvait être considérée comme immuable au cours de la période étudiée.

Le test CUSUM est appliqué sur les résidus du modèle estimé, il est fondé sur la somme des résidus. Il représente la courbe de la somme cumulée des résidus ensemble avec 5% des lignes critiques. Ainsi, les paramètres du modèle sont instables si la courbe se situe hors de la zone critique entre les deux lignes critiques et stables si la courbe se situe entre les deux lignes critiques.

Les résultats du test montrent que l’hypothèse de stabilité des coefficients ne peut être rejetée au seuil de 5% comme le montre le graphe de l’évolution de la statistique à l’intérieur de la plage critique

FigureN°4 : Test de Stabilité de CUSUM

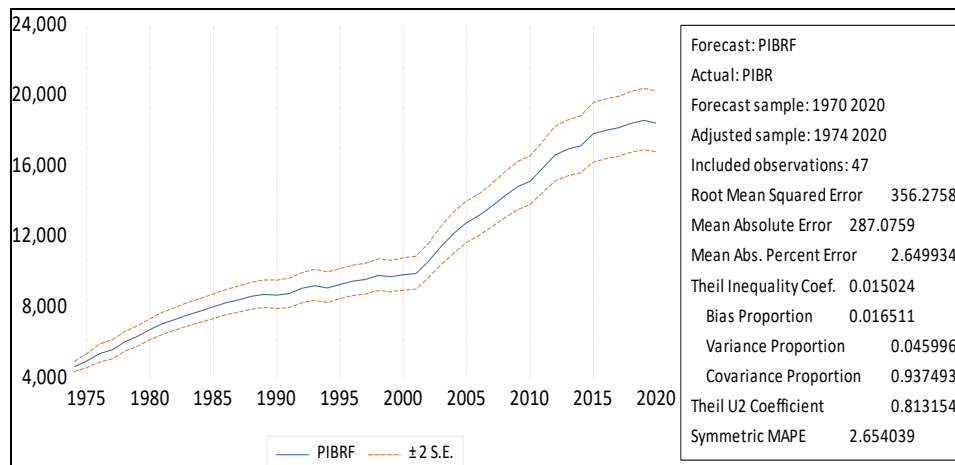


Source : élaboré à partir du logiciel eviews 12

3.5 PREVISION :

Dans le but d'évaluer la qualité des prévisions de l'équation de la croissance, nous effectuons des simulations dynamiques à l'aide des paramètres estimés sur l'ensemble de l'échantillon.

Figure N°5 : Prévision Du Pib Réel



Source : élaboré à partir du logiciel eviews 12

Les remarques faites à partir de ces résultats sont les suivantes :

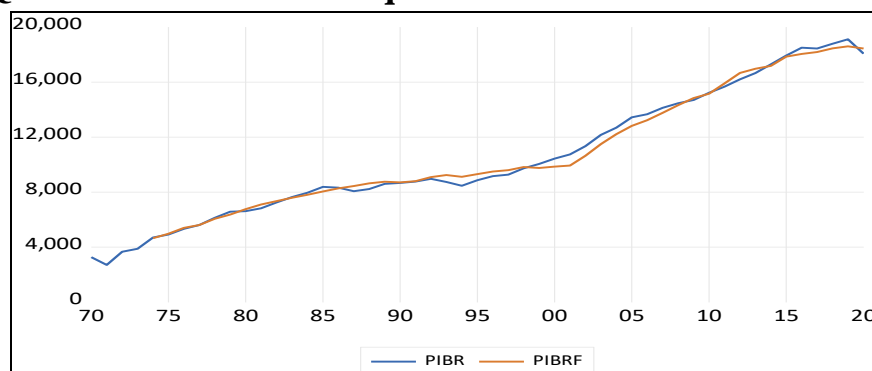
- Le coefficient d'inégalité de Theil est presque nulle (0,01), indiquant un ajustement presque parfait ;
- Le Bias proportion se situe à 001 signifiant que l'écart entre la moyenne de la série simulée et celle de la série réelle est nul ;
- La « variance proportion est égale à 0.04 » nous indique l'écart entre la variation de la série réelle et celle de la série simulée ;
- La proportion de covariance mesure les erreurs non systématiques restantes des simulations.

3.6 QUALITE PREDICTIVE DES EQUATIONS :

La simulation dynamique à l'aide de l'équation du modèle estimé est présentée dans le graphique 3 Elle indique que le modèle permet d'anticiper les retournements de tendance. Par ailleurs, elle traduit l'absence de biais systématique de surestimation ou de sous-estimations des réalisations par les estimations.

La représentation graphique des valeurs ajustées de PIB réel montre clairement que le modèle retenu capte très bien les mouvements du PIB réel Observé, et ce, particulièrement depuis 1975.

Figure N°6: Qualité Prédictive Des Equations



Source : élaboré à partir du logiciel eviews 12

4 CONCLUSION :

L'objectif de cette étude était d'examiner le sens de la causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique en Algérie durant la période 1970-2020. Du point de vue théorique, la relation de causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique est en général ambiguë. Les démarches de Pesaran et al. (2001) et de Toda et Yamamoto (1995) ont été utilisées pour détecter le sens de la causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique. Cette méthode à l'avantage d'expliquer la dynamique de court et long termes de l'impact des dépenses publiques sur le taux de croissance économique. Il ressort de ce travail deux résultats majeurs. Le premier est que les dépenses publiques influencent positivement la croissance économique en Algérie. Le second est que, la causalité entre les deux variables va dans le sens des dépenses publiques vers la croissance. Ces résultats ont des implications importantes sur les politiques économiques à entreprendre en Algérie.

4.1 CONFIRMATION DES HYPOTHESES :

Les résultats empiriques ont montré que la direction de la causalité va dans le sens des dépenses publiques réelles vers le produit intérieur brut réel mais pas l'inverse

4.2 RECOMMANDATIONS :

Pour rappel, l'Algérie est le troisième producteur pétrolier d'Afrique derrière le Nigéria et la Libye, et est le premier producteur africain du gaz (plus de 50% de la production de gaz en Afrique). Le secteur énergétique constitue la colonne vertébrale de l'économie algérienne. Cette économie est qualifiée de rentière, la plupart des recettes proviennent de l'exportation des hydrocarbures. Ce secteur pèse à lui seul 45,7% du PIB et 98% des exportations en 2006.

L'économie algérienne a du mal à décoller elle demeure non diversifiée et fort dépendante de la rente pétrolière. De surcroît, les énormes dépenses engagées par l'état Algérien dans la dernière décennie n'ont pas réussi à atteindre les objectifs escomptés.

Face à cette situation, une réorientation de la politique économique vers les secteurs productifs demeure une urgence pour préparer le pays à l'après pétrole. In fine, il est temps pour l'Algérie de sonner le glas de la distribution de revenus sans contreparties productives, de promouvoir les projets à forte valeur ajoutée, et d'investir dans la reconstruction du secteur industriel, à présent agonisé, représentant actuellement moins de 5% du PIB. Ainsi, beaucoup de progrès restent à faire, principalement dans les domaines de la gouvernance et de la diversification économique.

5 REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES :

- Abizadeh, Sohrab and Yousefi, Mahmood (1998) An Empirical Analysis of South Korea's Economic Development and Public Expenditures Growth, *Journal of Socio- Economics* 27, 687-700.
- Ansari, M.I., Gordon, D.V. ; Akuamoah, C. (1997) : Keynes Versus Wagner : Public Expenditure and National Income for Three African Countries, *Applied Economics*, 29, 543-550.
- Aregbeyen, O. (2008), « Cointegration, Causality and Wagner's Law: A Test for Nigeria », *Central Bank of Nigeria Economic and Financial Review*, Volume 44/2 June, pp.1-17.
- Ashipala, J. et Haimbodi, N., 2003, « The impact of public investment on economic growth in Namibia », Working Paper N°88, NEPRU, Namibia.
- Barro R.J (1991) : Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics* Volume 2, N°106, May. PP 407-444.
- Barro, R. 1990, « Government spending in a simple model of endogenous growth », *the Journal of Political Economy*, Vol.98, N°5 pp. S103-S125.
- Baumol, W.J. [1967] -. *Macroeconomics of unbalanced growth*, *American economic review*, Vol. 57, No. 3, June, pp. 415-426.
- Badry Hechmy : Cointegration Entre Corruption Et Croissance Economique A Travers Le Canal De L'investissement : Evidence Empirique Moyennant L'approche "ARDL Bound Testing" Dans Le Cas De La Tunisie. *European Scientific Journal* June 2016 edition vol.12, No.16 ISSN: 1857 – 7881 (Print) e - ISSN 1857- 74.
- Ben, S. et Hassad, M., (2006), « Efficience du financement des services publics et croissance économique dans les pays en développement : Analyse en coupe transversale », *Journées scientifiques du réseau « analyse économique et développement »*, 37p.

- Cheng, S. et Wei, T.(1997), « Government Expenditures and Economic Growth in South Korea: A VAR Approach »; Journal of Economic Development, Volume 22, Number 1, June 1997, pp. 11-24.
- Chimobi, O.P. (2009), « Government Expenditure and National income: A Causality Test for Nigeria », European Journal of Economic and Political Studies, vol.2, No.2, pp. 1-11.
- Devarajan, S., Swaroop, V. et Zou, H. (1996), “The Composition of Public Expenditure and Economic Growth”, Journal of Monetary Economics, n° 37, avril 1996, pp. 318-344.
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Econometrica, 49.
- Dogan, E. et Tang, T.C. (2006), Government Expenditure And National Income: Causality Tests For Five South East Asian Countries, International Business & Economics Research Journal, Volume 5, Number 10.
- Dritsaki, C. et Dritsaki, M. (2010), Government Expenditure and National Income: Causality Tests for Twelve New Members of E.E., The Romanian Economic Journal, Year XIII, No. 38.
- EASTERLY, W. et S. REBELO (1993), “Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation”, Journal of Monetary Economics, n° 32, December.
- Engle, R.F., and Granger C.W.J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica, 55.
- Ghali, K., (1997), « Export growth and economic growth: The Tunisian experience», Department of Economics, College of Business and economics. United Arab Emirates University, P.O. Box 17555 Al Ain. The United Arab Emirates.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Methods and Cross-Spectral Methods, Econometrica.
- Holmes, J. M. et Hutton, P. A. (1990) "On the Causal Relationship Between Government Expenditures and National Income", Review of Economics and Statistics, No 72.
- Islam, A., M. (2001). Wagner’s Law Revisited: Cointegration and Exogeneity Tests for the USA, Applied Economics Letters.
- Johansen, S. (1988): “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”, Journal of Economic Dynamic and Control, 12.
- Johansen, S. (1995): Likelihood Based Inferences in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford: Oxford University Press.
- Kacou (2004), Dépenses publiques et croissance économique en Côte d’Ivoire : une analyse de causalité, Cellule d’Analyse de Politiques Economiques du CIRES (CAPEC), LPE N° 56.

- Luc, N.N, André, M.T et Alice, K.M (2021), les effets des dépenses publiques sur la croissance économique dans la sous-région de la CEMAC : une analyse comparative entre les Etats fragiles et non fragiles, Documents de travail FW-006, Consortium pour la Recherche Economique en Afrique, Nairobi, Kenya.
- Masih, A.M.M. and Masih, R. (1998) Does money cause prices, or the other way around? Multi-country econometric evidence including error-correction modelling from South-east Asia. *Journal of Economic Studies*, 25(3).
- Morley, B. et Perdikis, N. (2000), "Trade Liberalisation, Government Expenditure and Economic Growth in Egypt", *Journal of Development Studies*, n° 36, vol. 4.
- Narayan, P.K. (2005), « The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration Tests », *Applied Economics*, 37.
- Narayan, P. K. and Narayan, S. (2006) "Savings behaviour in Fiji: an empirical assessment using the ARDL approach to cointegration," *International Journal of Social Economics*, 33, No.
- Ngakosso A. (2016), "Public Expenses and Economic Growth in Congo", *Journal of Economics and Development Studies*, Vol 4 N° 1 March 2016.
- Ouattara (2007): Dépenses Publiques, Corruption et Croissance Économique dans les Pays de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) : une Analyse de la Causalité au Sens de Granger
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R.J., (2001), « Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships », *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No. 3.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988) Testing for a Unit Root in Time Series Regression *Biometrika*.75.
- RAJHI, T. (1996), *Dynamique des politiques de croissance*, Paris, Economica.
- RAJKUMAR, A. ET V. SWAROOP (2002), "Public Spending and Outcomes: Does Governance Matter? World Bank Development Research Group, Working Paper n° 2840, mai.
- Safa, D., (1999) « Cointegration analysis-causality testing and wagner's law: the case of turkey, 1950-1990 »; Department of Economics, University of Leicester.
- Tang, C.F. (2010). An Examination of the Government Spending and Economic Growth Nexus for Malaysia Using the Leveraged Bootstrap Simulation Approach, *Global Economic Review*, 38(2).
- Tang, C.F. (2010), Revisiting the Health–Income nexus in malaysia: ARDL Cointegration and Rao's F-Test for Causality, Munich Personal RePEc Archive, Paper No. 27287.

- Tang, Tuck Cheong (2001): Testing the relationship between Government Expenditure and National Income in Malaysia. *Analysis*, 8 (1 & 2).
- Tanzi, V. ET Zee, H. (1997), "Fiscal Policy and Long-Run Growth", IMF Staff Papers, vol.44, juin, p.
- Toda, H. Y. ET Yamamoto, T., (1995), « Statistical inference in vector auto regressions with possibly integrated process », *Journal of econometrics* 66.
- Togbenu F.E. (2017), « Un réexamen de la relation entre dépenses publiques et croissance économique dans les pays en développements à partir d'un modèle de panel dynamique » MPRA Paper, N° 81376.
- Togbenu F.E. (2018), « Causalité entre dépenses publiques et croissance économique au Togo » MPRA Paper, N° 87005.
- Wagner, A. (1883); Three Extracts on Public Finance; in Musgrave, R. et A. Peacock (eds) (1958); *Classics in the Theory of Public Finance*; London; Macmillan