

L'impact des dépenses publiques et ses composantes sur la croissance économique en Mauritanie

The impact of public expenditure and its components on economic growth in Mauritania

Khdeije Imijene

Docteur en Sciences économiques

Faculté d'Economie et de Gestion

Université de Nouakchott Al-asriya– Nouakchott–Mauritanie

Unité de recherche Macroéconomie, Croissance et Développement (URMCD)

Khadijetou CHENANE

Doctorante en Sciences de Gestion.

Laboratoire d'Etudes et de Recherche en Sciences de Gestion

(LERSG)

Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales

Agdal

Université Mohammed V -Rabat

Résumé : Cette étude examine l'effet des dépenses publiques sur la croissance économique en Mauritanie (1987-2020), à partir des modèles de Barro (1990) et de Nubukpo (2007), estimés par la méthode ARDL. Les résultats montrent un impact positif des dépenses publiques sur la croissance, à court comme à long terme, avec une relation de cointégration confirmée par le test des bornes ("bounds test"). Toutefois, l'analyse révèle une fragilité structurelle : l'État mauritanien, en l'absence d'un secteur privé développé, demeure le principal acteur économique du pays. Cette prédominance étatique se traduit par une allocation budgétaire déséquilibrée, où la consommation courante prime sur l'investissement productif, en raison de problèmes de corruption, de mauvaise gouvernance. L'étude conclut que si les dépenses publiques soutiennent la croissance, leur efficacité reste limitée par une mauvaise allocation des ressources.

Mots-clés : Dépenses publiques, ; dépenses d'investissement ; dépenses de consommation ; croissance économique ; test de cointégration aux bornes.

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.22899534>



1. Introduction

La problématique de la relation entre les dépenses et la croissance économique reste une question controversée. Elle est sujet d'un débat animé entre les différentes pensées économiques. Mais les conclusions retenues sont différentes sur ce sujet controversé.

Depuis Adam Smith, les économistes classiques, ont longtemps préconisé une intervention gouvernementale minimale dans la fourniture de biens publics et l'ordre public et les investissements que le secteur privé ne peut pas fournir de manière adéquate en raison de leur nature à haut risque. Cette doctrine a dominé l'économie mondiale jusqu'à la Grande Dépression sans précédent. Des années 30, qui révéla l'échec du système classique. Au contraire, les économistes keynésiens ont préconisé l'utilisation des dépenses publiques pour promouvoir la croissance et le développement en stimulant la demande globale, surtout en période de dépression. Ceci fournit la raison claire de l'implication du gouvernement dans les activités économiques à l'ère moderne. En fait, le gouvernement est nécessaire pour corriger les distorsions à court terme de l'économie et pour établir une direction sociale idéale pour la croissance et le développement du pays (Ram, 1986).

La Mauritanie est un pays de l'Afrique de l'Ouest Caractériser par une prédominance du secteur informel représentant un peu plus de 70% de l'activité économique et un taux de chômage près de 12 % selon BM de la population active. Le peuple mauritanien se caractérise par une diversité ethnique et culturelle diversifiée.

L'économie de la Mauritanie est un caractère libéral et très favorable aux investissements, aussi bien étrangers que nationaux. Ainsi, en pleine expansion La Mauritanie dispose d'un fort potentiel minier initialement basé sur l'exploitation du fer qui représente toujours un créneau porteur. et d'autre ressources naturelles or, diamant, cuivre, gypse et hydrocarbures.

Entre 2008 et 2014, la Mauritanie a connu un boom économique grâce à la hausse des prix du fer, qui représentent 54% des exportations. Fin 2014, le pays a connu une forte baisse des prix des métaux, ce qui a affecté l'économie mauritanienne.

Dans les dernières années la Mauritanie a connu une croissance économique 3.6 % en 2018 mais elle n'est pas créatrice de l'emploi. Mais ce taux de croissance a été affecté négativement à cause de la crise sanitaire, le PIB réel de l'économie mauritanienne a connu une contraction de 2,2% en 2020 après une hausse de 5,6% en 2019. Au niveau sectoriel, secteur primaire en plus du secteur tertiaire ont été les plus touchés par le recul de l'activité. En ce qui concerne l'évolution des prix, l'inflation est restée modérée, s'établissant à 2,4% contre 2,3% en 2019, grâce notamment à la stabilité du taux de change, la baisse des prix du pétrole et les mesures mises en œuvre par le Gouvernement et la Banque Centrale pour faciliter l'importation et assurer l'approvisionnement du marché intérieur en produits alimentaires dans un contexte mondial marqué par l'incertitude liée à la crise de covid-19. Et selon l'indice de capital humain de la Mauritanie, un enfant qui vient au monde aujourd'hui n'atteindra que 38 % de sa productivité à l'âge adulte. Le nombre d'années de scolarité corrigées en fonction des acquis est de 4,2 par enfant en moyenne, tandis que 23 % des enfants souffrent d'un retard de croissance dans un contexte de dépenses publiques de santé et d'éducation relativement faibles. À 7,5 % du PIB, les dépenses d'assistance sociale sont élevées pour la région et les dispositifs actuels de protection sociale concernent 47 % du quintile le plus pauvre, soit l'une des meilleures couvertures régionales.

Au niveau de la finance publique, l'autorité publique vise à une politique de la rationalisation des dépenses et élargissement de l'assiette et une politique monétaire son objectif maîtrise de l'inflation pour stabiliser les prix. Les principales contraintes sont le niveau faible de l'épargne, en 2018, le FMI a classée, la Mauritanie dans la catégorie des pays à risque élevé de surendettement Avec un ratio de la dette extérieure de 103,7 % du PIB et la dépendance aux ressources extractives.

Selon la banque mondiale « Les effets négatifs de la pandémie sur l'économie ont rejailli sur le marché du travail ainsi que sur les conditions de vie et le bien-être de la population. La COVID a entraîné une hausse du taux d'extrême pauvreté, qui devrait atteindre 6,3 % en 2022 selon les estimations ».

La Mauritanie a adopté de nombreuses politiques afin de protéger les classes vulnérables qui font face à des changements sociaux majeurs en adoptant des textes pour lutter contre l'esclavage et ses conséquences ; Et la mise en place de TAAZOUR, qui représente l'un des aspects les plus importants de l'intervention de l'État au niveau social pour soutenir les groupes vulnérables de la population à travers ses programmes sociaux. Au niveau de la gouvernance mauritanienne adopte une Loi n° 2016.014 qui est une stratégie de lutte contre la corruption .et La problématique du changement climatique est prise en compte au niveau des différentes politiques publiques, en particulier les celles relatives à la gestion environnementale.

2. Revue de la littérature théorique

Dans l'introduction aux modèles de croissance néoclassiques de Solow (1956), la croissance économique à long terme ou en état stationnaire et ses ajustements ultérieurs sont principalement déterminés par des facteurs d'actualisation du taux de déclin du capital, de la croissance démographique et du progrès technique, bien que les distorsions fiscales et les dépenses publiques puisse influencer les tendances de l'investissement humain ou matériel ; Ces changements n'affectent que les ratios des facteurs à l'équilibre, pas le taux de croissance économique, car le taux de croissance économique change de manière transitoire et réinitialise l'ancien ou le nouvel état d'équilibre (Bleany, Gemmell & Kneller, 2001).

Par implications, les modèles de croissance néoclassiques concluent que les dépenses publiques n'affectent le taux de croissance économique qu'à court terme. Inversement, les modèles de croissance endogène, mais pas tous, mais ceux de Barro (1990 ; 1991) et King et Rebelo (1990) postulent que la distorsion fiscale et les dépenses productives affecteront de manière significative à la fois la trajectoire de production à long terme et le taux de croissance avec un changement de taux de distorsion des impôts alors qu'il augmente avec l'augmentation des dépenses productives du gouvernement. Barro (1990) a identifié une relation entre les dépenses publiques et la croissance économique et a défini le cadre théorique de cette question en, ajoutant les dépenses publiques à la liste des déterminants de la croissance, notamment le capital et le travail. En fait, Barro et Sala-i-Martin [1995] distinguent les dépenses publiques productives qui regroupent : défense, éducation, santé, transports et communication, des dépenses improductives qui constituent la sécurité sociale, loisirs, services économiques.

Aussi, Wagner (1883) a proposé une théorie des dépenses publiques dans la littérature économique. La loi stipule qu'à mesure que le revenu par habitant d'un pays augmente, la part des dépenses publiques dans le produit intérieur brut augmente également - ce qui suggère une relation positive directe entre eux. En d'autres termes, la croissance du revenu par habitant induite par l'industrialisation incite le gouvernement à augmenter ses dépenses avec une incidence directe sur le bien-être social (éducation, santé, etc.), ce qui à son tour encourage les industries à produire plus de biens et de services à mesure que la demande globale augmente. L'augmentation de la production industrielle augmente finalement la production globale. Depuis l'émergence de la loi de Wagner, il y a eu un débat sur le rôle des dépenses publiques sur la performance d'une économie à la fois au niveau théorique et empirique.

2.1. Revue de la littérature empirique

Les études empiriques qui examinent la relation entre les dépenses publiques et ses effets sur la croissance économique sont majoritairement basées sur les théories de la croissance endogène,

utilisant diverses procédures de test et différentes mesures des dépenses publiques. Nous considérons que beaucoup de résultats empiriques sont plus controversés sur ce plan. Ces études sont examinées de manière thématique à la manière des études agrégées et désagrégées dans les pays développés et en développement. Puis la nature de cette relation n'était pas déterminante. On note également que les études relatives à la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique ont pris deux formes fondamentales : la première des études agrégées sont basées sur l'adoption des dépenses totale et la seconde sont des études désagrégées s'intéresse à l'étude de la relation de la croissance avec les composantes de la dépense publique. De même, la majorité des études analysées utilisent les dépenses publiques totales comme l'une des variables indépendantes de leurs propres modèles. On peut citer plusieurs études empiriques qui ont analysé la relation entre dépenses publiques et la croissance.

Après avoir remarqué que les dépenses publiques augmentaient alors que la croissance économique ralentissait considérablement, le D. Landau (1983) étudie la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique dans 65 pays sous-développés. Il divise les dépenses publiques en dépenses d'investissement et dépenses en capital ; À l'aide de techniques d'analyse de données de panel, l'étude a révélé que même si l'effet était faible, les dépenses en capital du gouvernement avaient un impact positif sur la croissance économique.

Ram (1986) étudie l'effet des dépenses publiques sur la croissance pour 115 pays par l'utilisation de fonctions de production spécifiques des secteurs public et privé. Le résultat de l'étude démontre que les dépenses publiques ont un impact positif significatif sur la croissance.

Afin de déterminer les déterminants de la croissance économique dans 98 pays, R.J. Barro (1991) a examiné l'effet de divers variables macroéconomiques, dont les dépenses publiques qui ont été décomposées en investissements publics et dépenses publiques. En utilisant des données de 1960 à 1985, les résultats de l'étude ont révélé que les dépenses de consommation du gouvernement sont inversement liées à la croissance économique dans les pays de l'échantillon.

Au contraire, Devarajan et al. (1996) réfute la conclusion selon laquelle les dépenses productives contribuent à la croissance en utilisant les données de 43 pays en développement sur une période de 20 ans. Ils ont constaté que si la part des dépenses courantes avait un effet positif, la part des dépenses en capital avait un effet négatif sur la croissance par habitant.

Kneller, Bleaney et Gemmell (1999), utilisant un panel de 22 pays de l'OCDE, constatent que si les dépenses productives améliorent la croissance, ce n'est pas le cas des dépenses non productives. Barro (1999) a mené une enquête empirique sur les déterminants de la croissance économique pour un groupe de 100 pays en utilisant des données de 1960 à 1995. Les dépenses de consommation et les dépenses d'investissement du gouvernement étaient parmi les variables principales incluses dans l'étude. L'étude a conclu que les dépenses d'investissement du gouvernement avaient un impact positif sur la croissance économique et la nécessité d'encourager les dépenses d'investissement du gouvernement pour stimuler la croissance économique. M. Yassin (2000) a réexaminé l'effet des dépenses publiques sur la croissance économique dans 26 pays d'Afrique subsaharienne de 1987 à 1997. L'étude était basée sur un modèle dérivé de la fonction de production agrégée. Sur la base de l'application de techniques à effets fixes et d'estimations d'effets aléatoires, les résultats de l'étude ont indiqué que les dépenses publiques ont un impact positif sur la croissance économique en Afrique subsaharienne. C. Schaltegger et B. Torgler (2006) ont également examinées empiriquement à partir de données pour la Suisse sur une période allant de 1981 à 2001, la relation taille du gouvernement-croissance économique en 2006, Les dépenses publiques ont ensuite été désagrégées en deux composantes : les budgets de fonctionnement et les budgets d'investissement. Les dépenses publiques de l'État et des collectivités locales ont également été prises en compte. À l'aide d'outils d'analyse de séries chronologiques, les résultats de l'étude ont révélé qu'en Suisse, les dépenses globales du gouvernement ainsi que les dépenses publiques provenant des budgets de fonctionnement ont un impact négatif important sur la croissance économique.

À cet égard, Katrakilidis et Tsaliki (2009) dans leur étude de la relation causale entre les dépenses publiques et la croissance de la production, utilisant des données grecques entre 1958 et 2004, ont montré une relation d'équilibre de long terme entre les dépenses publiques et la production. à l'aide de données trimestrielles couvrant une période allant de 1987 : T1 à 2006 : T4 et divers indicateurs ont été utilisés pour saisir les dépenses publiques (les dépenses publiques totales, la part des dépenses publiques de consommation par rapport au PIB, les dépenses publiques d'investissement par rapport au PIB et le ratio dépenses publiques de consommation par rapport au PIB), S. Taban (2010) a réexaminé le lien entre les dépenses publiques et la croissance économique pour l'économie turque en utilisant l'approche ARDL les résultats de l'étude ont révélé l'absence de relation significative entre les deux variables puis les dépenses publiques sont représentées par les dépenses de consommation du gouvernement.

Oktayer et Oktayer (2012) ont étudié le lien entre les dépenses publiques et la croissance de la production en utilisant des données turques pour la période 1950-2010 et n'ont trouvé aucune cointégration à long terme entre les variables d'intérêt.

M.I.J. Attari et A.Y. Javed (2013) a examiné empiriquement la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique au Pakistan à l'aide de données de séries chronologiques allant de 1980 à 2010. L'étude divise en outre les dépenses publiques en deux catégories : les dépenses courantes et les dépenses de développement. Sur la base d'outils économétriques de séries chronologiques, les résultats de l'étude ont révélé que les deux types de dépenses publiques ont un impact positif sur la croissance économique du pays étudié, à la fois à court et à long terme. À l'aide de la technique MCO, AG Hasnul, (2015) a examiné la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique en Malaisie au cours de la période 1970-2014. Il a divisé les dépenses publiques en dépenses publiques d'exploitation et de développement. Les résultats ont révélé une relation négative entre les dépenses publiques globales et la croissance économique. Les résultats de l'étude ont également confirmé que les dépenses publiques dans la catégorie développement et dans le secteur du logement ont également un impact négatif sur la croissance économique en Malaisie. Churchill, Ugur et Yew (2016) ont étudié le lien entre les dépenses publiques et la croissance de la production, le résultat a confirmé la croyance conventionnelle selon laquelle la grande taille du gouvernement est préjudiciable à la croissance.

Forte et Magazzino (2016) ont examiné le lien entre les dépenses publiques et la croissance de la production à l'aide de données italiennes allant de 1861 à 2008 et les résultats ont établi une relation non linéaire entre les dépenses publiques et la croissance économique pour l'Italie.

Idris et Bakar (2017) et Ihugba et Njoku (2017) ont trouvé un impact positif des dépenses publiques sur la croissance de la production. T.L.A. Leshoro (2017) a mis à l'épreuve la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique en Afrique du Sud en utilisant des données annuelles couvrant la période de 1976 à 2015. Les dépenses publiques ont ensuite été désagrégées en diverses composantes – dépenses d'investissement publiques et dépenses de consommation publiques. En utilisant la procédure d'estimation (ARDL), les résultats de l'étude ont montré que les dépenses publiques ont un impact positif sur la croissance économique dans le pays étudié, quelle que soit la composante des dépenses publiques considérée - dépenses d'investissement ou de consommation et pour l'estimation à long terme ou à court terme. Molefe et Choga (2017) ont analysé l'impact des dépenses publiques sur la croissance économique en Afrique du Sud sur la période 1990-2015 à l'aide du modèle VECM. Leurs résultats suggèrent que les dépenses publiques ont une relation négative à long terme avec la croissance économique. Les études de Yusuf et Demir bas (2017) et Diyokey, Gupta (2018) ont révélé une forte corrélation positive entre les dépenses publiques et la croissance économique. Les résultats indiquent une causalité à sens unique allant de la croissance économique aux dépenses publiques à court et à long terme. De plus, Olayungbo et Olayemi (2018) utilisant le modèle de correction d'erreur vectorielle pour 1981-2015, les données nigérianes ont établi que les dépenses publiques ont un impact négatif et significatif sur la croissance économique à court et à long

terme. Dans une autre étude de Dudzevici, Simelye et Liucvaitiene (2018) utilisant les données de 8 pays membres de l'Union européenne ont trouvé une forte association positive entre les dépenses publiques et la croissance économique. Ebaid et Bahari (2019) utilisant des données pour le Koweït ont trouvé une causalité unidirectionnelle allant des dépenses à la croissance économique.

3. Méthodologie Empirique

A travers la discussion précédente nous avons suggère une formulation empirique générale d'une fonction de croissance qui rassemble plusieurs des spécifications empiriques.

L'étude que nous allons faire pour tester l'effet des dépenses publiques sur la croissance économique s'appuie principalement sur le modèle de Barro (1990) ainsi que sur l'équation qui traite de la relation entre dépenses publiques et croissance économique dans les pays occidentaux de la Union économique et monétaire (UEMOA) dans les travaux de Kako Nubukpo (2007). Les travaux de Nubukpo s'inspire des travaux Ojo et Oshikoya (1995), de Ghura et Hadjimichael (1996) et de Tenou (1999) sur la croissance du PIB réel dans les pays africains. Qui introduit dans un premier temps le ratio des dépenses publiques totales sur la croissance dans une équation de croissance pour capter l'impact global des dépenses publiques sur la croissance des économies de l'Union.

La composition des dépenses publiques (dépenses de consommation publique et dépenses publiques d'investissement) est prise en compte dans un second temps.

L'équation a estimé s'écrit :

$$GDP_r = f(C, P, E) \quad (1)$$

Avec :

- PIBR : le PIB réel
- C : représente les variables conventionnelles, notamment le capital physique et le capital humain.
- P : regroupe les variables liées à l'activité publique, notamment les dépenses publiques.
- E : contient l'ensemble des variables en liaison avec le reste du monde, notamment l'indice de terme d'échange.

Les variables utilisées dans cette étude sont les variables tirées d'une source fiable et avec de longues séries temporelles.

gdp : produit intérieur brut

Ap : population active

inf : inflation

$\frac{Debt}{gdp}$: dette extérieure en % du PIB

Tch : taux de change

G_T : dépenses publique totale

G_i : dépenses d'investissement

G_c : dépenses de consommation

L'équation (1) peut se réécrire sous la forme suivante (2) :

$$GDP = f(Ap, G, inf, \frac{Debt}{gdp}, Tch) \quad (2)$$

En introduisant le ln, l'équation à estimer sera comme suit :

$$\log GDP = \beta_0 + \beta_1 \log Ap + \beta_2 \log G + \beta_3 \log inf + \beta_4 \log \frac{Debt}{gdp} + \beta_5 \log Tch + \varepsilon_t \quad (3)$$

Avec les signes attendus des coefficients :

$$\beta_1 > 0, \quad \beta_2 > 0, \quad \beta_3 > 0, \quad \beta_4 > 0, \quad \beta_5 > 0$$

β_0 : La constante du modèle ;

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$: Les coefficients de régression ;

ε_t : le terme d'erreur qui contient l'ensemble des facteurs non prises en compte

3.1. Description des variables et sources des données

Cette étude utilise des données annuelles de séries chronologiques pour la période 1987 à 2020

Les données annuelles utilisées pour les analyses sont principalement basées sur les rapports annuels de la Banque centrale mauritanienne (BCM), tirées de tables de World Development Indicator (WDI) et Agence Nationale de la Statistique et de l'Analyse Démographique et Économique (ANSADE) La majorité des séries sont exprimées en pourcentage du PIB.

Notre étude tente de vérifier s'il existe une relation entre les dépenses publiques et produit intérieur brut. En effet, notre choix est porté sur quelques variables économiques qui représentent la structure macroéconomique de notre pays.

On note que les variables utilise dans cette relation sont la même variable qui doit être utiliser pour déterminer la taille optimale de dépenses publique compatible à la croissance économique.

GDP permet de mesurer l'évolution d'une grandeur économique d'une période à une autre.

Les variables exogènes ont été utilisées sont des variables non budgétaires, et des variables économiques.

La quantité de travail fournie dans une économie est proportionnelle à la population active ; cette dernière est supposée influencer positivement sur la production, avec un effet de seuil, du fait des rendements marginaux décroissants.

Les dépenses publiques ont été utilisées d'une manière agrégée et désagrégée pour mesurer l'impact de cette variable sur la croissance économique.

Le taux d'inflation (Inflation) mesure la stabilité macroéconomique, pour mieux comprendre les circonstances dans laquelle se réalise la politique budgétaire. Il est défini par la variation annuelle de l'indice des prix à la consommation. Certaines études empiriques ont mis en évidence l'existence d'un effet de seuil. Ainsi, Sarel (1996) a montré, à partir d'un échantillon de 87 pays de niveaux de développement différents, que l'inflation exerce un effet négatif sur le PIB lorsqu'elle est supérieure ou égale à 8 %. Judson et Orphanides ; Andres, Domenech et ölinas ont montré que la croissance économique à long terme est inversement reliée à la volatilité de l'inflation.

$\frac{Debt}{gdp}$: représente généralement les charges de l'État.

Tch : Le taux de change joue un rôle essentiel dans l'ajustement de l'économie et est un instrument de politique économique, car l'augmentation des dépenses publiques a un effet sur celui-ci.

3.2. Méthodologie économétrique et spécification du modèle

Le modèle Autoregressive Distributed Lag (ARDL), développé par Pesaran, Shin et Smith (2001), a été retenu dans le cadre de cette étude pour analyser la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique en Mauritanie. Ce choix méthodologique se justifie par plusieurs avantages que présente cette approche. D'une part, elle offre une grande flexibilité quant à l'ordre d'intégration des variables, dans la mesure où elle peut être appliquée que les variables soient stationnaires en niveau $I(0)$, en différence première $I(1)$, ou combinent les deux ordres d'intégration, à condition qu'aucune ne soit intégrée d'ordre $I(2)$. D'autre part, elle demeure particulièrement adaptée aux échantillons de petite taille, ce qui correspond à la période d'étude retenue (1987-2020). Enfin, ce

modèle permet, à travers une seule équation, d'estimer conjointement la dynamique de court terme et la relation de long terme entre les variables, cette dernière étant vérifiée au moyen du test de cointégration aux bornes (Bounds Testing Approach). Ce test consiste à comparer la statistique F calculée aux valeurs critiques des bornes inférieure et supérieure : lorsque la statistique F est supérieure à la borne supérieure, l'existence d'une relation de cointégration, donc d'une relation de long terme entre les variables, est confirmée.

Ainsi, nous nous proposons d'estimer un modèle ARDL pour la fonction suivante (forme fonctionnelle linéaire)

$$GDP = f\left(AP; G; INF; \left(\frac{debt}{gdp}\right); Tch\right) \quad (3)$$

Si l'on se propose de saisir les effets de court terme et ceux de long terme des variables explicatives ci-dessus sur la croissance économique, la représentation ARDL de la fonction sera :

$$\begin{aligned} \Delta GDP = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta GDP_{t-1} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta AP_{t-1} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta G_{t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_{4i} \Delta INF_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^q \beta_{5i} \Delta \left(\frac{debt}{gdp}\right)_{t-1} + \sum_{i=0}^q \beta_{6i} \Delta Tch_{t-1} + \alpha_1 GDP_{t-1} + \alpha_2 AP_{t-1} + \alpha_3 G_{t-1} \\ & + \alpha_4 INF_{t-1} + \alpha_5 \left(\frac{debt}{gdp}\right)_{t-1} + \alpha_6 Tch_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

3.3. Stationnarité des séries

Dans cette étude nous utilisons le test de Philippe-Perron/PP pour vérifier l'existence d'une racine unitaire.

Les résultats des tests de racine unitaire de Phillips-Perron (PP), appliqués à l'ensemble des variables de l'étude, révèlent un ordre d'intégration mixte. Seules les variables LPA et LINF s'avèrent stationnaires en niveau, c'est-à-dire intégrées d'ordre zéro $I(0)$, avec des statistiques de test largement significatives (t-stat = -9,14, proba = 0,000 pour LPA ; t-stat = -4,64, proba = 0,0007 pour LINF), rejetant ainsi l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire dès le niveau. En revanche, les variables LGDP, LG, LGI, LGC, L(Debt/PIB) et LTCH présentent toutes une racine unitaire en niveau, comme en témoignent leurs probabilités élevées et non significatives au seuil conventionnel de 5 %. Après application d'une différenciation première, l'ensemble de ces variables devient stationnaire, avec des statistiques fortement significatives (proba < 0,01 dans la spécification avec constante), confirmant qu'elles sont intégrées d'ordre un, $I(1)$. Cette combinaison de variables $I(0)$ et $I(1)$, constitue une condition préalable essentielle et justifie le recours à l'approche de cointégration par les bornes (ARDL bounds testing) développée par Pesaran, Shin et Smith (2001), particulièrement adaptée à l'analyse de relations de long terme entre les variables d'ordres d'intégration différents.

Tableau 1 : Test de Stationnarité de Phillips-Perron (1988)

Variable	Étape	Trend & Intercept (t-stat / Proba)	Intercept (t-stat / Proba)	None (t-stat / Proba)	Ordre	Résultat
LGDP	Niveau	-2.31 / 0.4146	0.94 / 0.97	4.15 / 1.000	I(?)	Non stationnaire
	1ère Différence	-5.53 / 0.004	-5.55 / 0.0001	—	I(1)	Stationnaire
LPA	Niveau	-9.14 / 0.000	—	—	I(0)	Stationnaire
LG	Niveau	-0.83 / 0.9527	-1.11 / 0.6987	4.98 / 1.000	I(?)	Non stationnaire
	1ère Différence	-5.59 / 0.004	-5.42 / 0.001	—	I(1)	Stationnaire
LGI	Niveau	-1.72 / 0.7206	-1.66 / 0.4409	3.44 / 0.9997	I(?)	Non stationnaire
	1ère Différence	-7.03 / 0.000	-5.22 / 0.0002	—	I(1)	Stationnaire
LGC	Niveau	-0.94 / 0.9393	-1.09 / 0.7076	4.65 / 1.000	I(?)	Non stationnaire
	1ère Différence	-6.89 / 0.000	-6.65 / 0.000	—	I(1)	Stationnaire
LINF	Niveau	-5.23 / 0.009	-4.64 / 0.0007	—	I(0)	Stationnaire
L(Debt/PIB)	Niveau	-1.71 / 0.7223	-1.99 / 0.2893	-1.33 / 0.1659	I(?)	Non stationnaire
	1ère Différence	-7.25 / 0.000	-6.98 / 0.000	-7.00 / 0.000	I(1)	Stationnaire
LTCH	Niveau	-1.16 / 0.9019	-1.83 / 0.3556	2.76 / 0.99	I(?)	Non stationnaire
	1ère Différence	-5.43 / 0.006	-5.05 / 0.0003	—	I(1)	Stationnaire

Source : Résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews12.

4. Résultats empiriques

4.1. Modèle 1 : Dépenses publiques totales (LG)

Le modèle ARDL (1, 1, 2, 0, 1, 0) a été sélectionné et estimé avec LGDP comme variable dépendante. Le tableau ci-dessous présente les coefficients de court terme, leurs écarts-types, statistiques t et probabilités associées

Tableau 2 : Estimation du modèle ARDL

Dependent Variable : LGDP				
Method : ARDL				
Selected Model : ARDL (1, 1, 2, 0, 1, 0)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
LGDP (-1)	0.604893	0.114454	5.285041	0.0000
LPA	0.527340	0.154250	3.418729	0.0026
LPA (-1)	-0.262136	0.097519	-2.688036	0.0138
LG	0.198793	0.065517	3.034224	0.0063
LG(-1)	-0.140966	0.080664	-1.747584	0.0951
LG(-2)	0.074825	0.063420	1.179841	0.2513
L_DEBT_GDP_	0.079831	0.024006	3.325411	0.0032
LINF	0.012848	0.018439	0.696807	0.4936
LINF(-1)	0.055365	0.018047	3.067822	0.0058
LTCH	-0.132924	0.050868	-2.613100	0.0162
C	5.183734	2.471989	2.096989	0.0483
R-squared	0.992414	Mean dependent var		25.70526
Adjusted R-squared	0.988802	S.D. dependent var		0.308703
S.E. of regression	0.032667	Akaike info criterion		-3.738607
Sum squared resid	0.022410	Schwarz criterion		-3.234761
Log likelihood	70.81772	Hannan-Quinn criter.		-3.571597
F-statistic	274.7355	Durbin-Watson stat		2.017307
Prob(F-statistic)	0.000000			
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model Selection.				

Source : Résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews12.

Les résultats de l'estimation du modèle ARDL (1, 1, 2, 0, 1, 0), présentés dans le tableau ci-dessus, révèlent une très bonne qualité d'ajustement, le coefficient de détermination ($R^2 = 0,9924$) indiquant que le modèle explique plus de 99 % de la variation du PIB, tandis que la statistique de Durbin-Watson (2,017), proche de 2, confirme l'absence d'autocorrélation des résidus, L'analyse des coefficients de court terme met en évidence une forte inertie de la croissance économique, le coefficient du PIB retardé d'une période ($LGDP(-1) = 0,6049$, significatif à 1 %) traduisant une persistance marquée de la dynamique de croissance d'une période à l'autre. S'agissant des variables d'intérêt, les dépenses publiques (LG) exercent un effet positif et statistiquement significatif sur la croissance économique à court terme (coefficient de 0,1988, significatif à 1 %), confirmant ainsi le rôle moteur de l'intervention publique dans l'activité économique mauritanienne, conformément aux prédictions du modèle de Barro (1990). De même, la variable LPA affiche un effet contemporain positif et fortement significatif (0,5273, $p < 0,01$), bien que son retard d'une période présente un coefficient négatif (-0,2621, significatif à 5 %), suggérant un effet de correction ou d'ajustement au cours de la période suivante. Par ailleurs, la dette publique rapportée au PIB ($L_DEBT_GDP_$) exerce également un effet positif et significatif (0,0798, $p < 0,01$) sur la croissance à court terme, résultat qui, bien que conforme à la logique keynésienne du financement de l'investissement public par l'endettement, invite à la prudence quant à la soutenabilité de cette dynamique à long terme, dans un contexte où l'État demeure le principal agent économique du pays. Enfin, la variable LTCH présente

un effet négatif et significatif ($-0,1329$, $p < 0,05$), tandis que l'inflation retardée ($LINF(-1)$) exerce un effet positif significatif ($0,0554$, $p < 0,01$), contrairement à sa valeur contemporaine qui demeure non significative.

4.2. Tests diagnostic du modèle

Afin de vérifier la fiabilité et la robustesse de notre modèle, nous avons effectué plusieurs tests de diagnostic. Le test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey conduit au non-rejet de l'hypothèse nulle, la significativité empirique ($0,5186$) étant supérieure au seuil théorique de 5% , ce qui indique une absence de corrélation sérielle entre les résidus du modèle. Le test de Jarque-Bera, qui permet de vérifier si les résidus suivent une loi normale au seuil de 5% , confirme que nos résidus sont normalement distribués puisque la p-value est supérieure au seuil théorique ($0,4028 > 0,05$), condition essentielle pour la validité des tests d'inférence statistique. Le test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey montre par ailleurs que les erreurs sont homoscédastiques, la statistique F confirmant l'absence d'hétéroscédasticité avec une p-value supérieure au seuil théorique ($0,7444 > 0,05$), résultat confirmé par le test ARCH qui révèle l'absence d'hétéroscédasticité conditionnelle (p-value = $0,4865 > 0,05$). Le test de spécification de Ramsey (RESET) valide quant à lui la bonne forme fonctionnelle du modèle, la statistique F ($0,9160 > 0,05$) confirmant l'absence d'erreur de spécification.

Tableau 3 : Estimation du modèle ARDL

Test	Statistique	Valeur	Probabilité (p-value)	Conclusion (au seuil de 5 %)
Breusch-Godfrey (autocorrélation)	F-statistique	0.6798	0.5186	Pas d'autocorrélation
Breusch-Pagan-Godfrey (hétéroscédasticité)	F-statistique	0.6639	0.7444	Homoscédasticité
ARCH (hétéroscédasticité conditionnelle)	F-statistique	0.4970	0.4865	Pas d'effet ARCH
Ramsey RESET (forme fonctionnelle)	t-statistique	0.1069	0.9160	Forme fonctionnelle correcte
Jarque-Bera (normalité)	JB (χ^2)	1.8190	0.4028	Résidus normaux

Source : Résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews12.

4.3. Test des Bornes (F-Bounds Test)

Le test des bornes (F-Bounds Test), dont l'hypothèse nulle postule l'absence de relation de niveau (absence de cointégration), a été appliqué à la spécification ARDL retenue. Les résultats sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 4 : Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	4.424472	10%	2.08	3
		5%	2.39	3.38
		2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15

Source : Résultats obtenus à l'aide du logiciel EvIEWS12.

La statistique F calculée (4,4245) est supérieure à la borne supérieure I(1) à tous les seuils de significativité usuels, y compris au seuil le plus exigeant de 1 % (borne I(1) = 4,15). L'hypothèse nulle d'absence de relation de niveau est donc rejetée de manière très robuste. Ce résultat confirme l'existence d'une relation de cointégration, c'est-à-dire d'une relation de long terme stable, entre le PIB (LGDP) et ses déterminants (LPA, LG, L_DEBT_GDP_, LINF, LTCH), justifiant ainsi le recours à la modélisation ARDL et à sa représentation à correction d'erreur (ECM).

4.3.1. Régression à correction d'erreur (ECM)

Tableau 5 : Résultats d'estimation des coefficients de CT

ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPA)	0.527340	0.095315	5.532585	0.0000
D(LG)	0.198793	0.039264	5.062983	0.0001
D(LG(-1))	-0.074825	0.043850	-1.706392	0.1027
D(LINF)	0.012848	0.008591	1.495530	0.1497
CointEq(-1)*	-0.395107	0.062613	-6.310328	0.0000
R-squared	0.608447	Mean dependent var		0.030373
Adjusted R-squared	0.550439	S.D. dependent var		0.042968
S.E. of regression	0.028810	Akaike info criterion		-4.113607
Sum squared resid	0.022410	Schwarz criterion		-3.884586
Log likelihood	70.81772	Hannan-Quinn criter.		-4.037693
Durbin-Watson stat	2.017307			
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				

Source : Résultats obtenus à l'aide du logiciel EvIEWS12.

On désigne par D la différence première des variables considérées. Le terme CointEq (-1) correspond au résidu retarde issu de l'équation d'équilibre de long terme. Son coefficient estimé est négatif et largement significatif, confirmant ainsi l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur. Ce coefficient, qui exprime le degré avec lequel la variable GDP (produit intérieur brut) sera rappelée vers la cible de long terme.

Selon les données mentionnées dans le tableau ci-dessous, les résultats du modèle de correction d'erreur correspondent aux résultats de l'estimation des paramètres à long terme, et le coefficient de correction d'erreur est négatif et significatif (-0.3951). Ce qui signifie qu'il y a un processus de correction du court au long terme presque de 39.51 %. En effet, le GDP, les dépenses publiques totale, la population active, dette, l'inflation et le taux change évoluent ensemble à long terme. A cet effet, on peut confirmer qu'il existe une relation d'équilibre stable entre les variables sous-étude.

Encore on peut le lire sur le tableau à court terme :

Les dépenses publiques totale exercent un effet positif sur la croissance économique à court terme, lequel effet est moins que proportionnel : un accroissement des dépenses gouvernementale de 1% accélère GDP de 0.1987 % à CT.

Il convient également de noter que la population active et la dette extérieure exerce un effet positif significatif sur la GDP dans la Mauritanie. Et celui du taux d'inflation a un même effet mais n'est pas significatif.

autre variable de contrôle n'est pas affiché les effets escomptés à court terme, taux de change dont l'effet instantané sur la croissance reste négatif et significatif à court terme.

4.3.2. Équation de long terme

L'équation de niveau (Levels Equation), présentée ci-dessous, fournit les coefficients de la relation de long terme entre le PIB et ses déterminants, telle qu'implicite dans la représentation à correction d'erreur du modèle ARDL.

Tableau 6 : Résultats d'estimation des coefficients de LT

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPA	0.671221	0.301330	2.227530	0.0370
LG	0.335737	0.078052	4.301453	0.0003
L_DEBT_GDP_	0.202049	0.062547	3.230369	0.0040
LINF	0.172644	0.080384	2.147741	0.0436
LTCH	-0.336425	0.114922	-2.927420	0.0080
C	13.11983	3.649173	3.595288	0.0017
EC = LGDP - (0.6712*LPA + 0.3357*LG + 0.2020*L_DEBT_GDP_ + 0.1726*LINF - 0.3364*LTCH + 13.1198)				

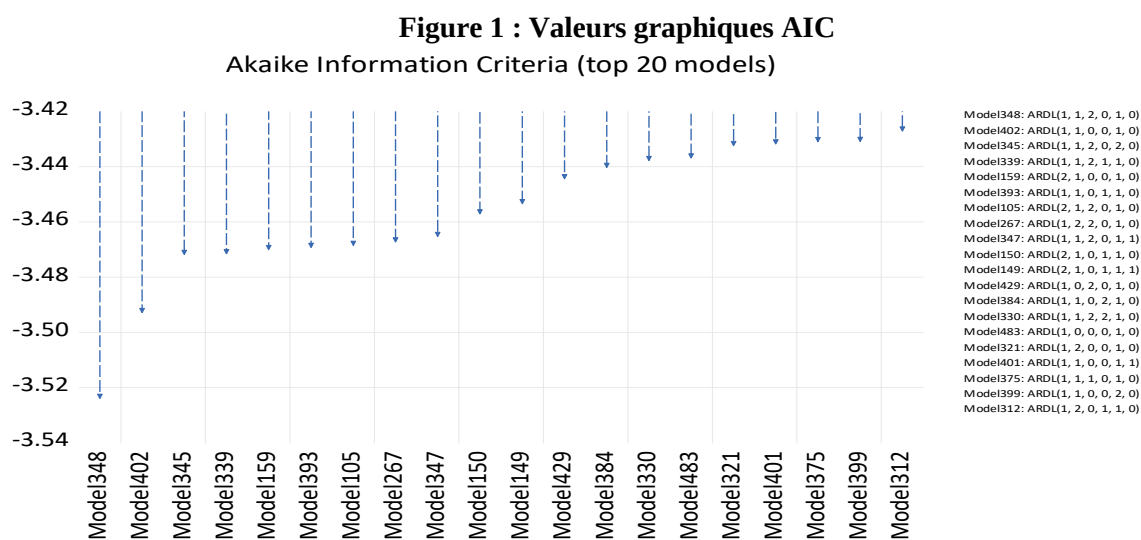
Source: calcul de l'auteur sous EViews 12

$$LGDP = 0,6712 \cdot LPA + 0,3357 \cdot LG + 0,2020 \cdot L_DEBT_GDP_ + 0,1726 \cdot LINF - 0,3364 \cdot LTCH + 13,1198$$

Les résultats de la relation de long terme confirment les résultats tirés de la dynamique de court terme. Les dépenses publiques (LG) exercent un effet positif et significatif sur la croissance économique à long terme (coefficient de 0,3357, significatif à 1 %), supérieur à son effet de court terme (0,1988), ce qui indique que l'effet des dépenses publiques sur la croissance augmente avec le temps. De même, la variable LPA affiche un effet de long terme plus élevé encore (0,6712), bien que sa significativité soit un peu moins forte (seuil de 5 %) qu'à court terme. La dette publique rapportée au PIB (L_DEBT_GDP_) conserve un effet positif et significatif à long terme (0,2020, $p < 0,01$), cohérent avec son effet de court terme, ce qui renforce la nécessité d'examiner la soutenabilité de cette dynamique dans la durée. L'inflation (LINF), non significative en contemporain à court terme, devient significative à long terme (0,1726, $p < 0,05$), suggérant un effet cumulatif qui ne se manifeste qu'à un horizon plus étendu. Enfin, la variable LTCH conserve un effet négatif et significatif, plus marqué à long terme (-0,3364) qu'à court terme (-0,1329). L'ensemble de ces résultats confirme la conclusion centrale de cette étude : les dépenses publiques et leurs composantes exercent un impact positif sur la croissance économique en Mauritanie, tant à court terme qu'à long terme, cet impact étant même renforcé dans la durée.

5. Modèle 2 : Dépenses publiques d'investissement (LGI)

Afin d'affiner l'analyse de l'effet des différentes composantes des dépenses publiques sur la croissance économique, un second modèle ARDL a été estimé en substituant à la variable des dépenses publiques totales (LG) celle des dépenses publiques d'investissement (LGI). Le modèle ARDL (1, 1, 2, 0, 1, 0) a été sélectionné sur la base du critère d'information d'Akaike parmi les vingt meilleures spécifications testées.



Source : Résultats obtenus à l'aide du logiciel Eviews12.

Tableau 7 : Estimation du modèle ARDL

Dependent Variable : LGDP				
Method : ARDL				
Selected Model : ARDL(1, 1, 2, 0, 1, 0)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LGDP(-1)	0.725475	0.100013	7.253813	0.0000
LPA	0.433300	0.167598	2.585353	0.0173
LPA(-1)	-0.183882	0.102723	-1.790075	0.0879
LGI	0.068117	0.036984	1.841796	0.0797
LGI(-1)	-0.064013	0.046961	-1.363107	0.1873
LGI(-2)	0.068730	0.036571	1.879348	0.0741
L_DEBT_GDP_	0.040058	0.022029	1.818445	0.0833
LINF	0.024206	0.019970	1.212160	0.2389
LINF(-1)	0.048409	0.019704	2.456864	0.0228
LTCH	-0.105063	0.056645	-1.854746	0.0777
C	3.073934	1.886416	1.629511	0.1181
R-squared	0.990589	Mean dependent var		25.70526
Adjusted R-squared	0.986108	S.D. dependent var		0.308703
S.E. of regression	0.036385	Akaike info criterion		-3.523021
Sum squared resid	0.027802	Schwarz criterion		-3.019174
Log likelihood	67.36834	Hannan-Quinn criter.		-3.356010
F-statistic	221.0484	Durbin-Watson stat		2.259801
Prob(F-statistic)	0.000000			
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.				

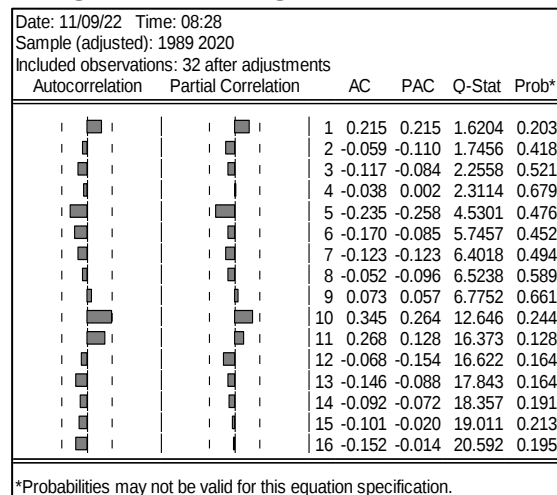
Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

Les résultats de l'estimation de ce second modèle affichent une très bonne qualité d'ajustement ($R^2 = 0,9906$) et l'effet contemporain des dépenses publiques d'investissement (LGI) sur la croissance à court terme est positif mais seulement significatif au seuil de 10 % (coefficient de 0,0681, $p=0,0797$), une magnitude sensiblement plus faible que celle observée pour les dépenses publiques totales dans le premier modèle (0,1988). Ce résultat suggère qu'à court terme, l'investissement public pris isolément exerce un effet plus modeste et moins précisément estimé sur la croissance que l'ensemble des dépenses publiques.

5.1. Tests de diagnostic

Avant de commencer d'étudier la relation entre les variables nous faisons des test diagnostic pour valider le modèle.

L'objectif est de tester cette validité à travers les tests de robustesse suivants : test d'autocorrélation des erreurs, test d'hétéroscédasticité des erreurs, test de normalité des résidus.

Figure 2 : Corrélogramme des résidus**Source : calcul de l'auteur sous EViews 12**

A partir de graphique ci-dessus on peut voir que la probabilité de test est toujours supérieure à 0.05, donc l'absence d'autocorrélation entre les résidus indiquant que les résidus du modèle estimé sont du bruit blanc.

Tableau 8 : Tests de robustesse

Hypothèse testée	Test	Statistique	Probabilité
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	0.4591	0.5091
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	0.2095	0.9928
Hétéroscédasticité conditionnelle	ARCH	1.4284	0.417
Normalité	Jarque-Bera	4.71	0.0946
Forme fonctionnelle	Ramsey RESET	0.3316	0.5712

Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

L'ensemble des tests de diagnostic confirme la robustesse de cette spécification : absence d'autocorrélation des résidus ($p=0,5091$), homoscedasticité des erreurs ($p=0,9928$), absence d'effet ARCH ($p=0,417$), normalité des résidus ($p=0,0946$) et bonne spécification fonctionnelle du modèle ($p=0,5712$). Ces résultats sont confirmés par le corrélogramme des résidus, dont les probabilités associées à la statistique Q de Ljung-Box restent toutes supérieures à 0,05 sur les retards (comprises entre 0,128 et 0,679).

5.2. Test des Bornes (F-Bounds Test)

Maintenant, nous sommes arrivés à l'étape la plus importante, c'est

La vérification de la cointégration entre le produit intérieur brut et les dépenses publiques d'investissement.

Nous remarquons que à partir du tableau ci-dessous les résultats de la procédure bounds test montrent que la statistique de Fisher ($F=4.5011$) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité. Selon la référence aux valeurs critiques asymptotiques énoncées par Narayan. P. K (2005). Donc nous rejetons l'hypothèse H_0 d'absence de relation de long terme et nous concluons à l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables.

Tableau 9 : Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic k	4.501123 5	Asymptotic: n=1000		
		10%	2.08	3
		5%	2.39	3.38
		2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15

Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

5.2.1. Régression à correction d'erreur (ECM)

Selon les données mentionnées dans le tableau ci-dessous, les résultats du modèle de correction d'erreur correspondent aux résultats de l'estimation des paramètres à long terme, et le coefficient de correction d'erreur est négatif et significatif (-0.2745). Ce qui signifie qu'il y a un processus de correction du court au long terme presque de 27.45 %. A cet effet, on peut confirmer qu'il existe une relation d'équilibre stable entre les variables sous-étude.

Encore on peut le lire sur le tableau à court terme :

Les dépenses publiques d'investissement exercent un effet positif et significatif sur la croissance économique à court terme, lequel effet est moins que proportionnel : un accroissement des dépenses d'investissement de 1% accélère GDP de 0.06873 % à CT.

Il convient également de noter que toutes les variables exercent un effet positif et significatif sur la GDP au seuil 5%.

Tableau 10 : La dynamique de court terme

ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPA)	0.433300	0.087108	4.974288	0.0001
D(LGI)	0.068117	0.024300	2.803114	0.0107
D(LGI(-1))	-0.068730	0.026807	-2.563852	0.0181
D(LINF)	0.024206	0.009627	2.514299	0.0201
CointEq(-1)*	-0.274525	0.043132	-6.364755	0.0000
R-squared	0.514244	Mean dependent var	0.030373	
Adjusted R-squared	0.442280	S.D. dependent var	0.042968	
S.E. of regression	0.032089	Akaike info criterion	-3.898021	
Sum squared resid	0.027802	Schwarz criterion	-3.669000	
Log likelihood	67.36834	Hannan-Quinn criter.	-3.822107	
Durbin-Watson stat	2.259801			
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				

Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

5.2.2. Coefficients de Long terme (LT)

À Long terme l'effet des dépenses d'investissement est augmenté passe de 0.06873 vers 0.2653 ce qui justifie la nécessité d'orienter les dépenses étatiques vers l'investissement productif. En effet, un accroissement des dépenses d'investissement de 1% contribue sur GDP de 0.2653 % à LT. Ce résultat

est conforme à la théorie économique classique selon laquelle l'investissement public met du temps à produire ses effets sur la croissance, mais ces effets sont réels et statistiquement robustes à long terme. Nous constatons que à partir du tableau la non significativité de la dette à long terme, puis le tableau renseigne une significativité au seuil de 10% pour l'inflation et le taux de change, mais ses effets différés positif pour l'inflation et négatif pour le taux de change.

Tableau 11 : Résultats d'estimation des coefficients de LT

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPA	0.908547	0.370576	2.451713	0.0231
LGI	0.265311	0.100340	2.644121	0.0152
L_DEBT_GDP_	0.145919	0.089599	1.628578	0.1183
LINF	0.264514	0.136550	1.937118	0.0663
LTCH	-0.382707	0.199875	-1.914738	0.0692
C	11.19730	4.693376	2.385766	0.0265
EC = LGDP - (0.9085*LPA + 0.2653*LGI + 0.1459*L_DEBT_GDP_ + 0.2645*LINF - 0.3827*LTCH + 11.1973)				

Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

La normalisation par rapport à la variable GDP permet de réécrire l'équation de long terme sous la forme :

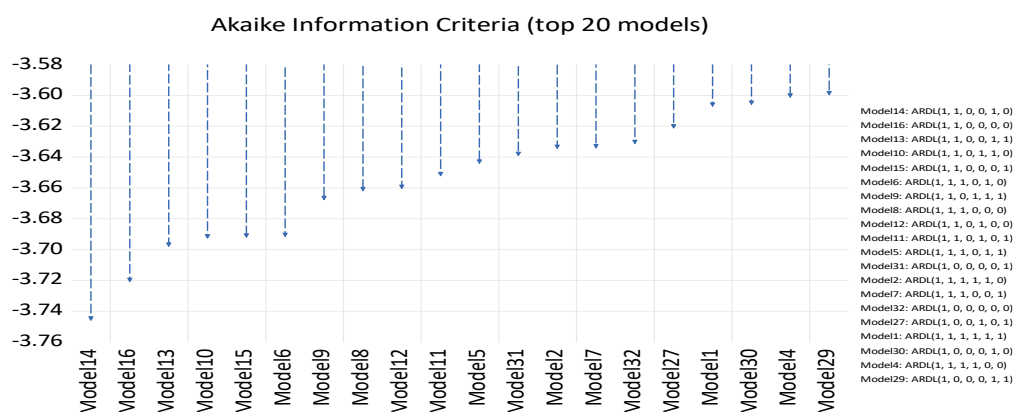
$$LGDP = 0.9085 * LPA + 0.2653 * LGI + 0.1459 * L_DEBT_GDP_ + 0.2645 * LINF - 0.3827 * LTCH + 11.1973$$

6. Modèle 3 : Dépenses publiques de consommation (LGC)

Un troisième modèle ARDL a été estimé en substituant cette fois la variable des dépenses publiques de consommation (LGC) aux dépenses publiques totales. Le modèle ARDL(1, 1, 0, 0, 1, 0) a été retenu sur la base du critère d'Akaike parmi les vingt meilleures spécifications testées.

Pour choisir le modèle ARDL optimal (celui qui donne des résultats statistiquement significatifs avec les moins des paramètres), on va utiliser le critère d'information d'Akaike (AIC), le graphique ci-dessous fait ressortir le modèle le plus optimal choisi

Figure 3 : Valeurs graphiques AIC



Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

Le graphique ci-dessous présente vingt meilleurs modèles selon le critère d'information Akaike, Comme on peut le voir, le modèle **ARDL (1, 1, 0, 0, 1, 0,)** est le plus optimal parmi les autres modèles présentés, car il offre la plus petite valeur du AIC.

L'estimation de ce dernier est donnée par le tableau ci-après :

Tableau 12 : Estimation du modèle ARDL

Dependent Variable: LGDP				
Method: ARDL				
Selected Model: ARDL(1, 1, 0, 0, 1, 0)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LGDP(-1)	0.643570	0.097778	6.581977	0.0000
LPA	0.270896	0.112633	2.405115	0.0242
LPA(-1)	-0.218820	0.094811	-2.307971	0.0299
LGC	0.168411	0.049468	3.404441	0.0023
L_DEBT_GDP_	0.102430	0.027888	3.672970	0.0012
LINF	0.032717	0.014438	2.266074	0.0327
LINF(-1)	0.022049	0.015045	1.465504	0.1558
LTCH	-0.104596	0.048022	-2.178075	0.0395
C	6.639990	2.392239	2.775638	0.0105
R-squared	0.991594	Mean dependent var		25.69164
Adjusted R-squared	0.988792	S.D. dependent var		0.313758
S.E. of regression	0.033217	Akaike info criterion		-3.744515
Sum squared resid	0.026481	Schwarz criterion		-3.336376
Log likelihood	70.78449	Hannan-Quinn criter.		-3.607189
F-statistic	353.8875	Durbin-Watson stat		2.343869
Prob(F-statistic)	0.000000			
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model Selection.				

Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

Ce modèle affiche une excellente qualité d'ajustement ($R^2 = 0,9916$ et. L'effet des dépenses publiques de consommation (LGC) sur la croissance à court terme est positif et significatif (coefficient de 0,1684, $p=0,0023$), plus élevée que celle de l'investissement public dans le second modèle (0,0681) et proche de celle des dépenses publiques totales dans le premier modèle (0,1988). Il est à noter qu'aucun retard de LGC n'est retenu dans la dynamique de court terme, contrairement à LGI, ce qui simplifie la structure de cette relation.

6.1. Tests de robustesse du modèle ARDL

Tableau 13 : Tests de diagnostics

Hypothèse testée	Test	Statistique	Probabilité
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	2.5995	0.0970
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	0.5581	0.8010
Hétéroscédasticité conditionnelle	ARCH	0.3373	0.5657
Normalité	Jarque-Bera	3.674	0.1592
Forme fonctionnelle	Ramsey RESET (F)	1.3905	0.2504

Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

Les résultats de ce test suggèrent fortement qu'il n'y a aucune preuve d'autocorrélation dans les résidus du modèle, ce qui est primordiale pour la poursuite de nos estimations. Car s'il y a une autocorrélation des erreurs, les estimations des paramètres ne seront pas cohérentes, en raison des valeurs décalées de la variable dépendante qui apparaissent comme des variables explicatives dans le modèle.

L'hypothèse nulle est acceptée pour tous ces tests. Notre modèle est ainsi validé sur le plan statistique. Le modèle ARDL estimé est globalement bon et explique à 99 % la dynamique du produit intérieur brut en Mauritanie, de 1987 à 2020. Et bonne spécification fonctionnelle ($p=0,2504$). la statistique F ($0.2504 > 0,05$), celui vérifie la stabilité du modèle.

6.2. Test de Co intégration aux bornes

Au niveau de ce test, les résultats de la procédure bounds test ci-dessous montrent que la statistique de Fisher ($F=7,1175$) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité.). Donc nous rejetons l'hypothèse H_0 d'absence de relation de long terme et nous concluons à l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables.

Tableau 14 : Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No relationship	No levels	
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic : n=1000				
F-statistic k	7.117526	10%	2.08	3
	5	5%	2.39	3.38
		2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15

Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

6.2.1. Coefficients de court terme (CT)

Les résultats du modèle de correction d'erreur correspondent aux résultats de l'estimation des paramètres à long terme, et le coefficient de correction d'erreur est négatif et significatif (-0.3564). Ce qui signifie qu'il y a un processus de correction du court au long terme presque de 35.64 %. A cet effet, on peut confirmer qu'il existe une relation d'équilibre stable entre les variables sous-étude.

Encore on peut le lire sur le tableau à court terme :

Les dépenses publiques de consommation exercent un effet positif sur la croissance économique à court terme, lequel effet est moins que proportionnel : un accroissement des dépenses de la consommation de 1% accélère le produit intérieur brut GDP de 0.1684 % à CT.

Il convient également de noter que toutes les variables exercent un effet positif et significatif sur la GDP sauf celui du taux change est négatifs.

Tableau 15 : La dynamique de court terme

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.639990	2.392239	2.775638	0.0105
LGDP(-1)*	-0.356430	0.097778	-3.645315	0.0013
LPA(-1)	0.052076	0.083476	0.623843	0.5386
LGC**	0.168411	0.049468	3.404441	0.0023
L_DEBT_GDP_**	0.102430	0.027888	3.672970	0.0012
LINF(-1)	0.054766	0.024012	2.280749	0.0317
LTCH**	-0.104596	0.048022	-2.178075	0.0395
D(LPA)	0.270896	0.112633	2.405115	0.0242
D(LINF)	0.032717	0.014438	2.266074	0.0327
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				
** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.				

Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

6.2.2. Coefficients de Long terme (LT)

A partir du tableau nous remarquons que la majorité des variables explicatif sont significatif avec effets positifs à LT celui de la dette et de l'inflation (au seuil 10%).

Puis le taux de change a effet un négatif et significatif au seuil de 5.

Pour les dépenses de consommation son effet positif et significatif sur le GDP.

Les dépenses publiques consommation exercent un effet positif sur la croissance économique à LT, lequel un accroissement des dépenses de consommation de 1% contribue sur GDP de 0.4724% à LT.

L'effet de long terme des dépenses publiques de consommation ($LGC = 0,4725$, $p < 0,0001$) est le plus élevé des trois modèles estimés, supérieur à celui de l'investissement public ($LGI = 0,2653$) et à celui des dépenses publiques totales ($LG = 0,3357$). Ce résultat est notable au regard de la théorie économique classique, qui privilégie généralement l'investissement public comme moteur de croissance de long terme. Par ailleurs, la variable LPA devient non significative à long terme dans ce modèle ($p = 0,5488$), alors qu'elle demeurerait significative dans les deux modèles précédents, ce qui suggère que son effet de long terme est sensible à la composante de dépense publique incluse dans la spécification.

Tableau 16 : Résultats d'estimation des coefficients de LT

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPA	0.146105	0.240264	0.608101	0.5488
LGC	0.472492	0.083834	5.636079	0.0000
L_DEBT_GDP_	0.287378	0.070597	4.070715	0.0004
LINF	0.153651	0.086595	1.774373	0.0887
LTCH	-0.293455	0.118137	-2.484023	0.0204
C	18.62915	2.897776	6.428775	0.0000
EC = LGDP - (0.1461*LPA + 0.4725*LGC + 0.2874*L_DEBT_GDP_ + 0.1537*LINF - 0.2935*LTCH + 18.6291)				

Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

La normalisation par rapport à la variable GDP permet de réécrire l'équation de long terme sous la forme :

$$LGDP = 0.1461 * LPA + 0.4725 * LGC + 0.2874 * L_DEBT_GDP_ + 0.1537 * LINF - 0.2935 * LTCH + 18.6291$$

Ces résultats montrent qu'il y a une relation positive entre les dépenses publiques de consommation et la croissance économique à long terme.

La comparaison des trois modèles estimés met en évidence un résultat central et potentiellement contre-intuitif au regard de la théorie économique classique : les dépenses publiques de consommation (LGC) affichent l'effet de long terme le plus fort et le plus significatif sur la croissance économique (0,4725), devançant à la fois les dépenses publiques totales (0,3357) et l'investissement public (0,2653), ce dernier n'étant pourtant significatif qu'au seuil de 10 % à court terme. Ce constat s'inscrit en cohérence directe avec l'analyse structurelle développée dans cette étude : dans un contexte où l'État mauritanien demeure le principal, voire l'unique, agent économique actif en l'absence d'un secteur privé suffisamment développé la demande publique de consommation, notamment à travers les salaires et achats de biens et services de la fonction publique, semble jouer un rôle de soutien à la croissance disproportionné par rapport à celui de l'investissement productif. Ce résultat ne traduit pas nécessairement une allocation optimale des ressources publiques à long terme ; il reflète davantage les inefficacités structurelles de l'économie mauritanienne évoquées dans la conclusion de cette étude, où la part du budget consacrée à l'investissement demeure faible comparativement à celle consacrée à la consommation, en raison notamment de la corruption, de la mauvaise gestion et des accords consensuels.

7. Conclusion

Cette étude s'est proposée d'analyser l'effet des dépenses publiques et de leurs composantes sur la croissance économique en Mauritanie sur la période 1987-2020, en mobilisant le modèle de Barro (1990), les travaux de Kako Nubukpo (2007) sur les pays de l'UEMOA, et une approche par Autoregressive à retards (ARDL).

Les résultats du test des bornes confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les dépenses publiques, leurs composantes et la croissance économique, validant ainsi la pertinence d'une modélisation en termes de dynamiques de court et de long terme. Les estimations obtenues révèlent un impact positif et significatif des dépenses publiques sur la croissance, aussi bien à court terme qu'à long terme, confirmant le rôle central de l'État dans le processus de développement économique mauritanien. L'ensemble des tests de diagnostic effectués absence d'autocorrélation, homoscédasticité des erreurs, normalité des résidus, bonne spécification fonctionnelle atteste de la robustesse économétrique du modèle retenu et confère une fiabilité solide aux résultats obtenus.

Toutefois, ces résultats doivent être interprétés à la lumière des spécificités structurelles de l'économie mauritanienne. En l'absence d'un secteur privé dynamique et compte tenu de la prédominance du secteur bancaire, l'État demeure le principal, voire l'unique, agent économique actif, notamment à travers la fonction publique. Cette configuration expose les finances publiques à des inefficacités notables : les dépenses publiques restent orientées de manière disproportionnée vers des secteurs improductifs, tandis que la part du budget consacrée à l'investissement pourtant reconnu par la théorie économique comme le principal vecteur de croissance à long terme demeure nettement inférieure à celle allouée à la consommation. Ce déséquilibre, conjugué à des phénomènes de corruption, de mauvaise gestion et d'accords consensuels, limite considérablement l'efficacité productive de la dépense publique et, par conséquent, son potentiel de contribution à une croissance économique durable.

Ces constats appellent plusieurs recommandations de politique économique. Il apparaît nécessaire, d'une part, de rééquilibrer la structure des dépenses publiques en faveur de l'investissement productif, notamment dans les secteurs porteurs de croissance (infrastructures, éducation, santé), et, d'autre part, de renforcer la gouvernance budgétaire afin de réduire les pertes d'efficacité liées à la corruption et à la mauvaise gestion. Par ailleurs, la promotion d'un secteur privé plus dynamique et diversifié, moins dépendant du secteur bancaire et de la sphère publique, constituerait un levier complémentaire indispensable pour diversifier les sources de croissance et réduire la dépendance de l'économie mauritanienne à l'égard de la dépense publique.

Enfin, cette recherche ouvre des perspectives pour des travaux futurs, qui pourraient notamment approfondir l'analyse par une désagrégation plus fine des composantes des dépenses publiques (courantes, d'investissement, sectorielles), ou explorer les effets asymétriques des dépenses publiques sur la croissance selon les cycles économiques, ou encore intégrer une dimension institutionnelle (qualité de la gouvernance, indice de corruption) afin de mieux cerner les canaux par lesquels l'inefficacité de la dépense publique freine son impact potentiel sur la croissance économique en Mauritanie.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] A, Jibir. C, Aluthge et M, A bdu. (2021), « Impact of Government Expenditure on Economic Growth in Nigeria», 1970- 2019 article, C BN Journal of Applied Statistics Vol. 12 No. 1 (June 2021) 139-174
- [2] Ahuja, D. Pandit, D. (2020). Public Expenditure and Economic Growth: Evidence from the Developing Countries. FIIB Business Review, 9(3), 228-236.
- [3] A, Jibir et C, Aluthge. (2019), « Modelling the determinants of government expenditure in Nigeria», article, Cogent Economics & Finance, <https://doi.org/10.1080/23322039.2019.1620154>.

- [4] Ajayi, M. A., Aluko, O. A. (2016). The Causality between Government Expenditure and Economic Growth in Nigeria: A Toda-Yamamoto Approach. *Journal of Economics & Business Research*, 22(2). Pp: 77-90.
- [5] Alshahrani, S., Alsadiq, A. (2014). Economic growth and government spending in Saudi Arabia: An empirical investigation (IMF Working Paper 14/3). Washington D. C.: International Monetary Fund.
- [6] A.N, Bojanic. (2013), The Composition of Government Expenditures and Economic Growth in Bolivia, article, *Latin American journal of economics* Vol. 50 no. 1 (May 2013).
- [7] A.W, Barlas. (2020), « The Impact of Government Expenditure on Economic Growth in Afghanistan. », Article, *Journal of Economics and Business*, Vol.3, No.2, 729-733. <https://www.asianinstituteofresearch.org/>.
- [8] Adam. A Delis.M and Kammas.P.(2011) « Public sector efficiency: leveling the playing field between OECD countries», *Public Choice*, Vol. 146, No. 1/2 (January 2011), pp. 163-183.
- [9] Aregbeyen, O., Kolawole, B. O. (2015). Oil revenue, public spending and economic growth relationships in Nigeria. *Journal of Sustainable Development*, 8(3), p. 113-123.
- [10] Barro. R-J.(1988), « government spending in a simple model of endogenous growth», article, national bureau of economic research, paper no. 2588.
- [11] BOUCEBSSI.Y; BERREHRAH.E.(2015) ,« Impact des dépenses publiques sur la croissance économique en Algérie. Étude économétrique sur la période (1980-2013) », Mémoire de master, Université Abderrahmane Mira de Bejaïa, Faculté des Sciences Economiques, Commerciales et des Sciences de Gestion.
- [12] C.H, CRUZ. (2014), « dépenses du gouvernement et croissance économique le cas du Cap-Vert », mémoire, université du Québec à Montréal.
- [13] D, Ahuja1et D, Pandit. (2020), « Public Expenditure and Economic Growth: Evidence from the Developing Countries », *Fortune Institute of International Business (FIIB)*, Review 1–9 2020.
- [14] Dione. L-A. (2016), « composition des dépenses publiques et impacts sur la croissance économique : analyses théoriques et empiriques sur des panels de pays développés, émergents et en voie de développement », thesis, the University of Burgundy Franche-Comté
- [15] Edouard Kaboré. 2011 « Déterminants de la croissance économique au Burkina Faso » ; ENAM-BF - Conseiller des affaires économiques
- [16] F.Facchini, M.Melki,(2011).« Optimal government size and economic growth in France (1871-2008): An explanation by the State and market failures», <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00654363>
- [17] Francis Fukuyama "Political Order and Political Decay" - 2014 - Farrar, Straus, and Giroux New York- p. 57
- [18] G, Rota-Graziosi, E,Caldeira et A,Adessé Dama. H, Djoufelkit. H,Ehrhart,(2021).« La qualité de la dépense publique dans les pays en développement : mesure et déterminants », centre d'études et de recherches sur le développement international, Études et Documents n°6 <https://hal.uca.fr/hal-03129897>
- [19] Green. E. (2012), « On the Size and Shape of African States », *International Studies Quarterly*, Vol. 56, No. 2 (June 2012), p. 229-244.
- [20] Goryakin, Y., Revill, P., Mirelman, A., Sweeney, R., Ochalek, J., and Suhrcke, M. (2017). *Public financial management and health service delivery*. London: ODI., page 44.
- [21] Grigoli, F. and Kapsoli, J. (2018). Waste not, want not: The efficiency of health expenditure in emerging and developing economies. *Review of Development Economics*, 22(1) 384–403.
- [22] Grier K. And Tullock G. (1989), “An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951- 1980”, *Journal of Monetary Economics*, 24,1, 259-276.
- [23] H, HounkpodotEetR, Bationo. (2009), «heterogeneity of the causality between public expenditure and economic growth in waemu countries: what are the implications for policy

- coordination budget», Article, Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (ENSEA, Abidjan) May <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/26027/>
- [24] Handoussa, H., et Reiffers, J.L., (2003), « Femise report on the euro-Mediterranean partnership-analysis and proposals of the euro-meMediterraneanorum of economic institutes, report presented at the steering committee of FEMISE. Marseille, France
- [25] Hénin, Pierre-Yves, Ralle, Pierre, « Les nouvelles théories de la croissance : quelques apports pour la politique économique », *Revue économique*, Vol. 44, n° hors-série, 1994.
- [26] J. OBAD et Y. JAMAL (2016), « The impact of public expenditure on economic growth in Morocco: Application of ARDL approach », *International Journal of Innovation and Applied Studies*, <http://www.ijias.issr-journals.org/article>
- [27] Johnson, C. (1982). *Miti and the Japanese Miracle: The Growth of Industrial Policy: 1925-1975*. Palo Alto : Stanford University Press.
- [28] Joumard. I, Kongsrud. P-M & Nam.Y-S et Price.R.(2003), « améliorer le rapport coût-efficacité des dépenses publiques : l'expérience des pays de l'ocde », *Revue économique de l'ocde*, n° 37, 2003/2.
- [29] k,Nubukpo. (2007), « dépenses publiques et croissance des pays de l'union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) », article, *Afrique contemporaine*, 2007/2 n° 222 | pages 223 à 250 <https://www.cairn.info/revue-afrique-contemporaine-2007-2-page-223.htm>.
- [30] Komain J, Brahmasrene T, 2007. 'The Relationship between Government Expenditures and Economic Growth in Thailand'. *Journal of Economics and Economic Education Research*.
- [31] Lahirushan, K. P. K. S., Gunasekara, W. G. V. (2015). The impact of government expenditure on economic growth: A study of Asian countries. *International Journal of Social, Behavioural, Educational, Economic, Business and Industrial Engineering*, 9(9), p. 2995-3003.
- [32] Lucas, R. (1988), « On the Mechanisms of Economic Growth », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, N°. 1, pp. 3-42.
- [33] M,Bacache-Beauvallet. D,Bureau, F,Giavazzi et X,Ragot.(2017), « quelle stratégie pour les dépenses publiques ? » Conseil d'analyse économique « Notes du conseil d'analyse économique », Article ,2017/7 n° 43 | pages 1 à 12 <https://www.cairn.info/revue-notes-du-conseil-d-analyse-economique-2017-7-page-1.htm>
- [34] M,Desmarais-Tremblay. (2017), « La théorisation des dépenses publiques de Richard A. Musgrave : essai d'histoire de la pensée et d'épistémologie économiques », thèse, université paris 1 panthéon-sorbonne <https://hal.archives-ouvertes.fr/tel-01475790> .
- [35] M.E.Derfoufi ,(2016). « Essai de modélisation de l'impact des dépenses publiques sur la croissance économique au Maroc », institut national de statistique et d'économie appliquée (INSEA), PFE N 132.
- [36] M, Kesavaraja. (2019), « Does Composition of Public Expenditure Matter for Economic Growth? Lessons from Sri Lanka », article, *CENTRAL BANK OF SRI LANKA STAFF STUDIES* Volume 49 No. 02 - 2019 Volume 49 No. 2 – 2019
- [37] Olayungbo, D. O.; Olayemi, O. F. (2018) « Dynamic relationships among non-oil revenue, government spending and economic growth in an oil producing country: Evidence from Nigeria», article, *Future Business Journal*, Vol. 4, Iss. 2, pp. 246-260,
- [38] P. SRINIVASAN. (2013), «Causality between Public Expenditure and Economic Growth: The Indian Case », article, *Int. Journal of Economics and Management* 7(2): 335 – 347 (2013).
- [39] R, Foueka. (2009), «Attempt to justify the growth of public expenditure in Cameroon, MPRA Paper No. 40822 <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/40822/>
- [40] Romer, P.M. (1986), « Increasing Returns and Long-Run Growth », *Journal of Political Economy*, Vol. 94, N°. 5, pp. 1002-1037.

- [41] S,Adeniyi Aladejare.(2019), «Testing the Robustness of Public Spending Determinants on Public Spending Decisions in Nigeria », International Economic Journal article, <https://doi.org/10.1080/10168737.2019.1570302>
- [42] S, Alshahrani et A, Alsadiq . (2014), « Growth and Government Spending in Saudi Arabia: An Empirical Investigation», article IMF Working Paper Fiscal Affairs Department Economic.
- [43] Shakirat Adepeju Babatunde (2018), « Government spending on infrastructure and economic growth in Nigeria», article Economic Research-Ekonomska Istraživanja, 31:1, 997-1014, <https://doi.org/10.1080/1331677X.2018.1436453>.
- [44] Togbenu, Fo-Kossi Edem, (2017). « A reexamination of the relationship between public expenses and economic growth in developing countries from a dynamic panel model», MPRA Paper No. 81376, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/81376/>