

La taille optimale de l'État en Mauritanie

Optimal Size of Government 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)

Résumé : L'objectif principal de ce travail est de contribuer au débat sur la détermination de la taille optimale de l'État en Mauritanie et d'étudier ses effets sur la croissance économique sur la période 1987-2020, tant d'un point de vue théorique qu'empirique, et d'examiner l'existence d'une courbe d'Armey à travers le modèle de Vedder et Gallaway. La première étape consiste à étudier l'impact de la taille des dépenses publiques sur la croissance économique, puis à déterminer la part optimale des dépenses publiques dans le PIB qui maximise cette croissance, à l'aide du modèle ARDL. La taille des dépenses publiques que nous avons estimée comme maximisant la croissance du PIB s'élève à 28,61% du PIB à court terme et 24,37% à long terme, un résultat cohérent avec celui obtenu par Vedder et Gallaway dans leur étude de 1998. Selon leurs résultats, la taille optimale des dépenses publiques est respectivement de 17.45%, 21.37%, 20.97%, 22.23%, 19.43%, et 26.14% pour les États-Unis, le Canada, le Royaume-Uni, l'Italie et la Suède et le Danemark, un résultat également cohérent avec celui observé dans les pays de l'OCDE (fourchette de 22,84% à 54% du PIB), mais inférieur à celui relevé dans les pays européens (42,12%) selon la littérature.

Mots-clés : Taille de l'État ; dépenses publiques ; croissance économique ; Vedder et Gallaway ; modèle ARDL

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.23394166>



1. Introduction

Les écarts considérables de taux de croissance observés entre pays, et pour un même pays au fil du temps, demeurent aujourd'hui encore mal expliqués. Les travaux récents, appuyés sur de nouvelles techniques économétriques, se sont efforcés de corriger certains des problèmes méthodologiques qui caractérisaient les études antérieures. Le rôle et les missions de l'État apparaissent désormais fortement marqués par les défis de la mondialisation, laquelle impose aux États des lignes de conduite dans les sphères économique, sociale et politique, articulées autour de principes tels que le désengagement, la décentralisation, le pluralisme, le respect des droits humains, l'efficacité ou encore la bonne gouvernance.

L'importance des institutions dans le processus de développement économique est soulignée par les économistes depuis plus d'un siècle. Depuis le début des années 1980, les courants institutionnalistes ont connu un regain d'intérêt, face aux difficultés du courant néoclassique à expliquer l'échec de politiques de développement issues de son corpus théorique.

En Mauritanie, la faiblesse de la croissance tient essentiellement aux problèmes suivants : un endettement élevé ; une controverse persistante autour des prêts du FMI ; une épargne faible et des marchés financiers encore embryonnaires ; un manque de transparence dans les procédures de gouvernance locale ; et un choix souvent unilatéral des investissements publics, ne répondant pas nécessairement aux attentes des citoyens.

Située en Afrique de l'Ouest, la Mauritanie compte quinze wilayas caractérisées par une très faible densité de population. Son économie se distingue par la prédominance du secteur informel et un taux de chômage avoisinant 12% de la population active selon la Banque mondiale. En 2018, le PIB du pays s'élevait à 5,2 milliards de dollars, pour un PIB par habitant qui demeure modeste (1 143 dollars fin 2018). La Mauritanie occupe la 159^e place sur 188 pays dans l'Indice de développement humain du PNUD, et figure parmi les pays les moins avancés (PMA).

Reposant principalement sur les secteurs extractifs en particulier le fer et la pêche, l'économie mauritanienne est structurellement volatile, peu diversifiée et vulnérable aux chocs externes. Le pays a connu une croissance atone de 0,8% en 2015 et 1,5% en 2016, sous l'effet de la baisse des cours du minerai de fer, avant un redressement à 3% en 2017 grâce à une légère reprise des prix mondiaux des matières premières. À l'inverse, entre 2008 et 2014, la Mauritanie avait bénéficié d'un boom économique porté par la hausse des prix du fer, qui représente 54% de ses exportations. L'activité économique a progressé de 3,6% en 2018, tirée par un secteur non extractif en croissance de 6%, et la croissance mauritanienne était attendue à 6,9% en 2019.

L'environnement international s'est révélé favorable à la Mauritanie en 2019, avec une hausse du prix des minerais exportés par le pays et une légère augmentation du prix du pétrole importé. Les autorités mauritaniennes sont parvenues à mettre en œuvre une discipline budgétaire, en maîtrisant les dépenses et en mobilisant les recettes intérieures (20,7% du PIB en 2019). Le pays devait ainsi dégager un excédent budgétaire de 2,1% du PIB en 2019. Le déficit du compte courant s'est resserré à 5,9% du PIB en 2019, tandis que les réserves internationales augmentaient jusqu'à 1,1 milliard de dollars. L'inflation était attendue en moyenne à 3% en 2019, avec une hausse anticipée à 4% à moyen terme.

Le risque de surendettement demeure néanmoins élevé selon le classement du FMI, même si les ratios de dette publique rapportée au PIB devraient continuer de décliner. La dette publique totale atteignait 77,4% du PIB fin 2019, dont 65,6% du PIB pour la dette publique extérieure hors dette passive due au Koweït. Le système bancaire reste fragile et exposé à un risque systémique élevé : la liquidité bancaire

demeure tendue et la croissance du crédit a ralenti (3,5% en 2019 contre 15,7% en 2018), le crédit au secteur privé ne progressant plus que de 11% en 2019 contre 19,4% en 2018. La Banque centrale a par ailleurs adopté les règles de Bâle III en matière d'adéquation des fonds propres et de liquidité, applicables à partir de janvier 2020.

Enfin, le climat des affaires demeure difficile dans la pratique : le pays est classé 144^e sur 180 dans l'indice de perception de la corruption de Transparency International (2018) et 40^e sur 54 dans l'indice de gouvernance Mo Ibrahim. C'est dans ce contexte de croissance structurellement volatile et de gouvernance perfectible que s'inscrit la présente analyse économétrique des déterminants de la croissance en Mauritanie.

La détermination du seuil optimal de dépenses publiques est nécessaire pour contribuer à déterminer les différents objectifs de la politique publique et pour améliorer la qualité du secteur public. Il existe deux approches principales pour déterminer la taille optimale des dépenses publiques : L'approche, inspirée du modèle de croissance endogène, repose sur l'idée que le rôle de l'État reste déterministe dans l'analyse de la croissance constatée dans le passé et de son prolongement à long terme.

L'approche par la courbe d'Armey (1995) dont l'idée principale est qu'un faible niveau de dépenses publiques dans une économie entraîne un faible taux de croissance et inversement, si le niveau de dépenses publiques est trop élevé, le poids de l'État dans l'économie devient exagéré.

Le modèle Scully (1998, 2003) a permis d'examiner la part des dépenses publiques dans le produit intérieur brut qui maximise la croissance économique.

En analysant le déterminant de la taille optimale de l'État, nous utilisons le modèle de courbe d'Armey.

2. Revue de la littérature théorique

Le débat est vigoureux depuis des décennies sur la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique. Les résultats ont été mitigés car certains auteurs soutiennent que les dépenses publiques réduisent la croissance, tandis que d'autres soutiennent qu'il est essentiel de réguler l'activité économique et d'augmenter la croissance. Deux courants de la littérature s'opposent à cela en ayant des idées très différentes sur la relation entre dépenses publiques et croissance économique. Les keynésiens d'un côté et les classiques de l'autre.

Concernant la taille optimale de l'État et sa relation avec la croissance économique constitue un sujet important au centre des craintes des économistes classiques qui considéraient l'intervention de l'État dans l'économie par le biais des dépenses publiques comme une source de déséquilibre du marché et, l'État doit se limiter à ses fonctions souveraines de défense, de justice, de fournir des services publics essentiels à la société qui ne peuvent être fournis que par le secteur privé.

Les économistes de la théorie de l'offre font partie des premiers à évoquer la notion de taille optimale. D'après eux, à partir d'un certain niveau de prélèvement, l'État perçoit moins d'impôts à cause du rétrécissement de la base d'imposition. Ils ont essayé de répondre sur la question du taux d'imposition optimale ? Et mettre en évidence les dommages causés par l'intervention publique à travers la pression

fiscale qui entrave sans relâche le dynamisme économique. Selon eux, la réduction du taux d'imposition produit deux effets : d'un côté, un effet positif sur l'économie lié à l'action incitative sur le travail, la production et l'emploi, et d'un autre côté, la réduction du taux de l'imposition conduit à un effet arithmétique émanant de la baisse du montant des recettes fiscales. L'augmentation du taux d'imposition réduira la base fiscale en raison ennuie les investisseurs et les consommateurs. Ceci sera suivi d'une diminution des recettes fiscales. En revanche, l'allégement fiscal favorise l'offre de l'épargne nécessaire à une croissance soutenue et en effet, augmente les recettes fiscales. Les principaux économistes de cette théorie sont Laffer et Seymour (1979).

Parmi de nombreuses études, 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. Par ailleurs, Armey (1995) à partir d'une courbe « courbe d'Armey » qui (relie les dépenses publiques avec la croissance économique, il apparaît que les dépenses auraient une relation en forme de courbe U inversée avec la croissance économique) suppose qu'il existe un seuil optimal de dépenses publiques par rapport au PIB, qui déterminerait la proportion (G/PIB) optimale convenable avec le taux de croissance optimal. Au-delà d'un seuil bien déterminé (G/PIB), toute nouvelle dépense ralentit la croissance, même si le volume des dépenses publiques continue à exercer un effet positif sur la croissance. Un niveau de dépenses publiques très élevé freine la croissance économique et l'impact peut même devenir négatif. Pour lui, dans un pays où il n'y a pas de gouvernement qui a des dépenses publiques proches de 0 % de l'activité économique, la production par habitant peut être très faible. De même, pour un gouvernement dans lequel toutes les décisions de production et d'investissement du gouvernement sont dans une position où les dépenses publiques approchent 100 % de l'activité économique, le PIB par habitant est susceptible d'être très faible. D'autre part, si les secteurs public et privé sont partagés dans la prise de décision économique, la production par habitant peut être très importante et l'augmentation des dépenses publiques de production devient plus importante lorsque la taille du gouvernement est petite. Donc, toute croissance de la taille du gouvernement conduit à une hausse du produit national. Cependant, plus l'État n'accroît ses dépenses et plus les phénomènes des rendements décroissants deviennent opérants. Il en résultera probablement une baisse des revenus qui obligera l'État à augmenter les impôts et / ou effectuer des emprunts obligatoires. Cela est susceptible d'affecter la consommation des ménages et d'entraîner un nouveau ralentissement de l'activité économique. En bref, pour Armey, une intervention modérée de l'État est essentielle à l'activité économique, mais son excédent est nuisible.

2.1. Revue de la littérature empirique

Il y'a eu plusieurs tentatives empiriques d'examiner la taille optimale du gouvernement et ses effets sur la croissance économique basées sur les théories de la croissance endogène, utilisant diverses procédures de test et différentes mesures des dépenses publiques.

Nous remarquons que beaucoup de résultats empiriques sont plus controversés sur ce plan et s'intéressent à la linéarité et la non-linéarité.

Il n'y a pas beaucoup d'études sur ce sujet concernant le cas de la Mauritanie

Par la suit on cite quelques études empiriques sur la relation entre la taille des dépenses publiques et la croissance :

Tableau 1 : Revue des travaux empiriques.

Etudes Empiriques	Pays Étudiés	Modèles utilisés	Résultat
Vedder et Gallaway (1998)	USA, Canada, Royaume Uni, Italie, Suède, et Danemark	Courbe d'Armey	Selon leurs résultats, la taille optimale des dépenses publiques est respectivement : 17.45%, 21.37%, 20.97%, 22.23%, 19.43%, et 26.14%.
Handoussa et Reiffers (2003),	Tunisie.	Courbe d'Armey	Ils mettent en évidence l'existence d'une courbe d'Armey et évaluent la taille optimale des dépenses publiques qui maximise la croissance économique à 35% du PIB, ce qui est crédible à leurs yeux en raison du rôle significatif joué par l'État dans l'activité économique.
Pevcin (2004),	12 pays de l'Europe	Courbe d'Armey -modèle FEM -méthode LSDV - méthode ECM	L'étude admet des optimums différents selon la méthode économétrique utilisée : 36.56% (le modèle FEM29), 40.03% (la Méthode LSDV30) et 42.12% (la méthode ECM31).
Mavrov (2007)	Bulgare	Données annuelles	Il a trouvé que cette taille est de 21.42%.
N.J. Schoeman et Y. Van Heerden (2009)	L'Afrique du Sud	Un modèle de Scully (séries chronologique)	Ils ont trouvé une taille de dépenses Gouvernementales qui maximise le produit, cette taille s'élève à 18.5%.
De Witte et Moesen (2010)	23 pays de l'OCDE	la courbe d'Armey	ils ont trouvé que la taille optimale varie entre 22.84% et 54% du PIB.
Shanaka Herath (2010),	Sri Lanka	courbe d'Armey (séries chronologiques de données)	a conclu que la courbe d'Armey n'est pas seulement vérifiée pour les pays développés, mais qu'elle est également vérifiée pour les pays en développement. Il a estimé la taille de l'État de Sri Lanka à 27% de son PIB.
Yaya Keho (2010),	Cote d'Ivoire.	Les modèles de Scully et de Vedder et Gallaway sur des données annuelles couvrant la période de 1960 à 2006.	Les résultats obtenus par les deux modèles suggèrent que la taille maximale de l'État de Côte d'Ivoire varie entre 22,3% (suivant le modèle de Scully) et 21,1% (suivant le modèle de Vedder et Gallaway).
S.-G.Wu , J-H.Tang & E.S. Lin.(2010),	182 pays considérant huit groupes de pays	Utilisant Granger pour l'étude de la causalité en panel	Ils ont conclu qu'il y'a une relation de causalité bidirectionnelle entre la taille des dépenses publiques et la croissance économique sauf pour les pays à bas

			revenus
F. Facchini et M. Melki (2011),	France	En étudiant les effets des dépenses Publiques sur la croissance économique pour sur la période 1871-2008	Ont trouvé que la taille optimale des dépenses de l'État est d'environ 34% du PIB national, au-delà de ce chiffre la dépense publique a un effet négatif sur la croissance économique.
Yogi Rahmayanti et Horn (2011),	63 pays	Réalisant une étude en panel entre 1990 et 2003	Ont trouvé pour : le Chili, Costa-Rica, Argentine, Bangladesh, Tunisie, Brésil, Afrique du Sud, Egypte et le Zimbabwe les tailles optimales respective : 13,7%, 13,7%, 13,8%, 14,9%, 14,9%, 16,12%, 17,5%, 19,4% et 29, 5%.
S.M. Cheibani (2012)	Mauritanie	1960-2011 - modèle Scully - courbe d'Armey	25.6 et 31.5
C.TOMBOLA MUKE (2012)	RDC	1975 à 2010. Modèle à correction d'erreur	Il a conclu que le capital public en général n'a pas d'effets significatifs sur la croissance à long terme et à court terme et qu'il n'existe pas de taille optimale de dépenses d'investissement pour le cas de la RDC.
G. Lonzo Lubu (2014)	RDC	Courbe d'Armey	Taille optimale de l'État 25%
Leon-Amath Dione (2016)	Les pays à haut revenu, à revenu intermédiaire et à faible revenu	L'approche des modèles à seuil (Hansen B-E., 1999, 2000)	Les résultats indiquent que le niveau optimal de dépenses publiques avoisine respectivement 42 %, 38 % et 36 % du PIB dans les pays à haut revenu, à revenu intermédiaire et à faible revenu

Source : l'auteur

2.2. Présentation du modèle de Vedder et Gallaway : le modèle quadratique

La majorité des théories récentes qui expliquent la croissance économique sont apparues au cours du XX siècle, commençant par les modèles néo-classiques qui ont fait introduire la notion du progrès technique, et arrivant jusqu'aux théories récente de croissance endogène.

Par ailleurs, Armey (1995) à partir d'une courbe « courbe d'Armey » qui (relie les dépenses publiques avec la croissance économique, il apparait que les dépenses auraient une relation en forme de courbe U inversée avec la croissance économique) suppose qu'il existe d'un seuil optimal de dépenses publiques par rapport au PIB, qui déterminerait la proportion (G/gdp) optimale convenable avec le taux de croissance optimal. Au-delà d'un seuil bien déterminé (G/gdp)*, toute nouvelle dépense ralentit la croissance, même si le volume des dépenses publiques continue à exercer un effet positif sur la croissance. Un niveau de dépenses publiques très élevé freine la croissance économique et l'impact peut même devenir négatif.

Nous avons opté pour un modèle quadratique avec des variables standards de la littérature sur l'effet des dépenses publiques. C'est un modèle alternatif entre le modèle traditionnel d'une fonction de production de Cobb Douglas et le modèle de base de la littérature empirique sur la courbe d'Armey.

L'approche de la courbe d'Armey (1995) décrit par Vedder et Gallaway (1998) considère le ratio des dépenses publiques par rapport au produit global comme une variable instrumentale, le produit global

réel ou le taux de croissance comme la variable endogène. Ainsi, ce modèle calcule l'impact du terme linéaire et celui de l'impact du terme élevé au carré sur la part des dépenses publiques dans le PIB.

L'équation enrichie prend alors la forme suivante :

$$gr = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{G}{gdp} \right) + \beta_2 \left(\frac{G}{gdp} \right)^2 \quad (1)$$

Vedder et Gallaway (1998) ont examiné la relation suivante, pour les États-Unis de 1947 à 1997. Ils retiennent par ailleurs deux variables de contrôle qui déterminent, du moins théoriquement, la croissance économique. Il s'agit du taux de chômage (Ut) et du temps (T).

Le modèle peut être écrit comme suit :

$$gr = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{G}{gdp} \right) + \beta_2 \left(\frac{G}{gdp} \right)^2 + \beta_3 T + \beta_4 Ut + \varepsilon_t \quad (2)$$

La courbe se justifie si, le coefficient de $\left(\frac{G}{gdp} \right)$ soit positif et le coefficient $\left(\frac{G}{gdp} \right)^2$ soit négatif ce qui implique que les dépenses publiques ont une influence positive sur la croissance.

D'abord, la dérivée première de la fonction par rapport à $\left(\frac{G}{gdp} \right)$ sera nulle : $\frac{\partial gr}{\partial \left(\frac{G}{gdp} \right)} = 0$

$$\begin{aligned} \frac{\partial gr}{\partial \left(\frac{G}{gdp} \right)} &= \frac{\partial (\beta_0 + \beta_1 \left(\frac{G}{gdp} \right) + \beta_2 \left(\frac{G}{gdp} \right)^2)}{\partial \left(\frac{G}{gdp} \right)} \\ \frac{\partial gr}{\partial \left(\frac{G}{gdp} \right)} &= \beta_1 + 2\beta_2 \left(\frac{G}{gdp} \right) \\ \left(\frac{G}{gdp} \right)^* &= -\frac{\beta_1}{2\beta_2} \quad (3) \end{aligned}$$

Si $\beta_2 > 0$ cette valeur sera un minimum et dans le cas contraire $\beta_2 < 0$ la valeur sera un maximum.

Notre démarche consiste à rechercher celle qui s'accommoderait tout particulièrement aux spécificités de l'économie mauritanienne.

Nous introduisons quelques variables spécifiques : l'investissement, le taux d'inflation, Valeur ajoutée - Industrie (% du PIB).

La valeur numérique du seuil idéal doit pouvoir être estimée au moyen de tests économétriques adéquats ; Le modèle sous forme fonctionnelle se présente alors de la façon suivante :

$$gr = \beta_0 + \beta_1 VA + \beta_2 \left(\frac{G}{gdp} \right) - \beta_3 \left(\frac{G}{gdp} \right)^2 + \beta_4 Inf + \beta_5 Inv + \varepsilon_t \quad (4)$$

gr : PIB par habitant (\$ US courants)

$\frac{G}{gdp}$: les dépenses totales en % du PIB

Inv : les investissements publics

inf : inflation

VA : Valeur ajoutée - Industrie (% du PIB)

2.3. Définition des variables

Les dépenses publiques en pourcentage du PIB $\left(\frac{G}{GDP}\right)$, les dépenses publiques en pourcentage du PIB élevées au carré $\left(\frac{G}{GDP}\right)^2$, en effet, Les dépenses publiques, dont le but est de répondre aux besoins des citoyens et d'augmenter la production, et puisqu'il s'agit de l'outil distinctif utilisé par la Mauritanie pour la reprise économique depuis le début.

INF : Le taux d'inflation est un indicateur macroéconomique utilisé pour déterminer le degré d'instabilité, afin de mieux appréhender les conditions dans lesquelles la politique budgétaire est mise en œuvre, dans un souci de concilier politique monétaire et politique budgétaire.

INV : L'investissement est le moteur de la croissance, et pour cela on constate que tous les pays du monde cherchent à développer leurs investissements. D'autres variables significatives par le rôle qu'elles jouent dans la croissance du produit sont introduites dans le modèle. Il s'agit notamment de l'ouverture de l'économie à l'extérieure, taux de chômage en dollars américains, taux d'inflation, le déficit budgétaire en % du PIB.

VA : L'industrie représente une principale source de financement du budget de l'État.

Pour mesurer l'effet de l'industrie on tient compte la valeur ajoutée qui représente un indicateur économique qui permet de mesurer la valeur de la production réalisée par les entreprises publiques.

3. Méthodologie économétrique et spécification du modèle

Notre approche méthodologique est basée sur la modélisation de séries temporelles. Les données couvrent la période de 1987 à 2020. Depuis, l'analyse des séries chronologiques a connu un grand développement, notamment à la fin des années 70, malgré le développement de la théorie statistique face à un environnement économique instable, la modélisation économétrique classique avec de nombreuses équations structurelles a fait l'objet de certaines critiques concernant la synchronisation des relations et la notion de variable exogène.

Pour vérifier si les dépenses publiques ont un impact sur la croissance économique en Mauritanie et ainsi conclure qu'il s'agit du bon outil pour stimuler la croissance économique, nous allons estimer un modèle autorégressif à retards distribués, en abrégé ARDL (Auto Regressive Distributed Lag). Ce modèle, qui appartient à la catégorie des modèles dynamiques, permet de capter des effets temporels dans l'explication d'une variable.

Dans le cadre de notre étude, nous cherchons à saisir les effets sur la croissance économique (gr : variable endogène) des dépenses publiques $\left(\frac{G}{GDP}\right)$ et $\left(\frac{G}{GDP}\right)^2$ variable d'intérêt), tenant compte d'autres variables indispensables dont l'influence améliore les résultats.

Ainsi, nous nous proposons d'estimer un modèle ARDL pour la fonction suivante :

$$gr = f\left(VA; \left(\frac{G}{gdp}\right); \left(\frac{G}{gdp}\right)^2; Inv; INF; \right) \quad (5)$$

L'équation suivant explique les effets de court terme et ceux de long terme des variables explicatives sur la croissance économique.

$$\begin{aligned} \Delta gr = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta gr_{t-1} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta VA_{t-1} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta (G/gdp)_{t-1} - \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta \left(\frac{G}{gdp}\right)^2_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^q \beta_{5i} \Delta (Inv)_{t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_{6i} \Delta INF_{t-1} + \alpha_1 gr_{t-1} + \alpha_2 VA_{t-1} + \alpha_3 (G/gdp)_{t-1} \\ & + \alpha_4 \left(\frac{G}{gdp}\right)^2_{t-1} + \alpha_5 (Inv)_{t-1} + \alpha_6 INF_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (6)$$

Avec Δ : opérateur de différence première

β_0 : Constante

$\beta_1 \dots \dots \beta_{10}$: Effets à court terme ;

$\alpha_1 \dots \dots \alpha_{10}$: Dynamique de long terme du modèle ;

$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma)$: Terme d'erreur (bruit blanc).

Le modèle prendra la forme suivante dans le cadre de notre étude :

$$\begin{aligned} \Delta gr = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta gr_{t-1} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta VA_{t-1} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta (G/PIB)_{t-1} - \\ & \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta \left(\frac{G}{PIB}\right)^2_{t-1} + \sum_{i=0}^q \beta_{5i} \Delta (Inv)_{t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_{6i} \Delta INF_{t-1} + \delta \mu_{t-1} + \\ & e_t \end{aligned} \quad (7)$$

Les relations (6) et (7) feront l'objet d'estimations.

3.1. Analyse du test de stationnarité des variables

Les résultats des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF) réalisés sur l'ensemble des variables du modèle révèlent un profil d'intégration mixte, caractéristique des données macroéconomiques en séries temporelles. Les variables GR (taux de croissance) et LINF (logarithme du taux d'inflation) sont stationnaires en niveau, avec des statistiques ADF respectives de -5,4379 ($p=0,0005$) et -5,1512 ($p=0,0011$), supérieures en valeur absolue aux valeurs critiques à 1 %, ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire ; ces deux variables sont donc intégrées d'ordre zéro, $I(0)$. En revanche, les variables G_GDP (PIB en niveau), G/GDP (dépenses publiques rapportées au PIB), $(G/GDP)^2$ (terme quadratique testant une éventuelle non-linéarité), INV (investissement) et VA (valeur ajoutée du secteur minier) ne sont pas stationnaires en niveau : dans tous les cas, la statistique ADF calculée est inférieure en valeur absolue aux valeurs critiques et les p-values excèdent le seuil de 5 % ($p=0,7249$ pour G_GDP, $p=0,6357$ pour G/GDP et son carré, $p=0,6888$ pour INV, $p=0,5103$ pour VA), conduisant à une non-rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire. Ces mêmes variables deviennent néanmoins stationnaires après une différenciation première, avec des statistiques

ADF nettement significatives (généralement à 1 %, à l'exception d'INV dont le rejet n'est confirmé qu'au seuil de 5 % dans certaines spécifications, suggérant une dynamique légèrement plus persistante ou une possible instabilité structurelle) ; elles sont donc toutes intégrées d'ordre un, I(1). L'absence de variable intégrée d'ordre deux, I(2), constitue un résultat essentiel pour la suite de l'analyse, dans la mesure où elle valide la possibilité de recourir à une approche ARDL (Autoregressive Distributed Lag) et au test de cointégration aux bornes de Pesaran, Shin et Smith (2001), méthode spécifiquement conçue pour traiter des modèles combinant des ordres d'intégration différents, I(0) et I(1), sans que cela ne compromette la validité des estimations.

Tableau 2: Test d'ADF

Variable	Statistique ADF (niveau)	Statistique ADF (diff. 1)	Ordre d'intégration
GR	-5,4379 (p=0,0005)	—	I(0)
LINF	-5,1512 (p=0,0011)	—	I(0)
G_GDP	-1,7083 (p=0,7249)	-5,4610 (p=0,0005)	I(1)
G/GDP	-1,8926 (p=0,6357)	-5,5731 (p=0,0004)	I(1)
(G/GDP) ²	-1,8926 (p=0,6357)	-5,5731 (p=0,0004)	I(1)
INV	-1,7841 (p=0,6888)	-3,8166 (p=0,0239)	I(1)
VA	-2,1312 (p=0,5103)	-5,2874 (p=0,0008)	I(1)

Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

3.2. Estimations du modèle ARDL

Nous adaptons le test de Cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001) pour nos séries. Pour cette étude nous utilisons le critère d'information de Akaike (AIC) pour déterminer le modèle ARDL optimal, celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec les moins des paramètres. Ci-dessous les résultats d'estimation du modèle ARDL optimal retenu :

Tableau 3 : Estimations du modèle ARDL

Dependent Variable : GR				
Method : ARDL				
Selected Model : ARDL (1, 3, 3, 2, 1, 1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
GR(-1)	-0.343690	0.175813	-1.954855	0.0709
_G_GDP_	-4.047784	1.210577	-3.343681	0.0048
_G_GDP_(-1)	0.525697	0.988416	0.531858	0.6032
_G_GDP_(-2)	-3.019501	1.126659	-2.680049	0.0179
_G_GDP_(-3)	-5.375709	1.522404	-3.531066	0.0033
_G_GDP_2	0.070731	0.020967	3.373464	0.0045
_G_GDP_2(-1)	-0.000412	0.019153	-0.021532	0.9831
_G_GDP_2(-2)	0.057102	0.021596	2.644059	0.0193
_G_GDP_2(-3)	0.117025	0.030080	3.890501	0.0016
INF	-0.147240	0.367594	-0.400551	0.6948
INF(-1)	-0.667278	0.379787	-1.756980	0.1008
INF(-2)	-0.939451	0.370367	-2.536540	0.0237
INV	-5.76E-09	2.09E-09	-2.761884	0.0153
INV(-1)	5.48E-09	1.84E-09	2.971262	0.0101
VA	0.064749	0.198640	0.325960	0.7493
VA(-1)	0.694384	0.338382	2.052070	0.0594
C	130.1249	34.54259	3.767086	0.0021
R-squared	0.803759	Mean dependent var		3.125496
Adjusted R-squared	0.579485	S.D. dependent var		4.571205
S.E. of regression	2.964297	Akaike info criterion		5.313001
Sum squared resid	123.0188	Schwarz criterion		6.099381

Log likelihood	-65.35152	Hannan-Quinn criter.	5.569341
F-statistic	3.583814	Durbin-Watson stat	2.079950
Prob(F-statistic)	0.010445		
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.			

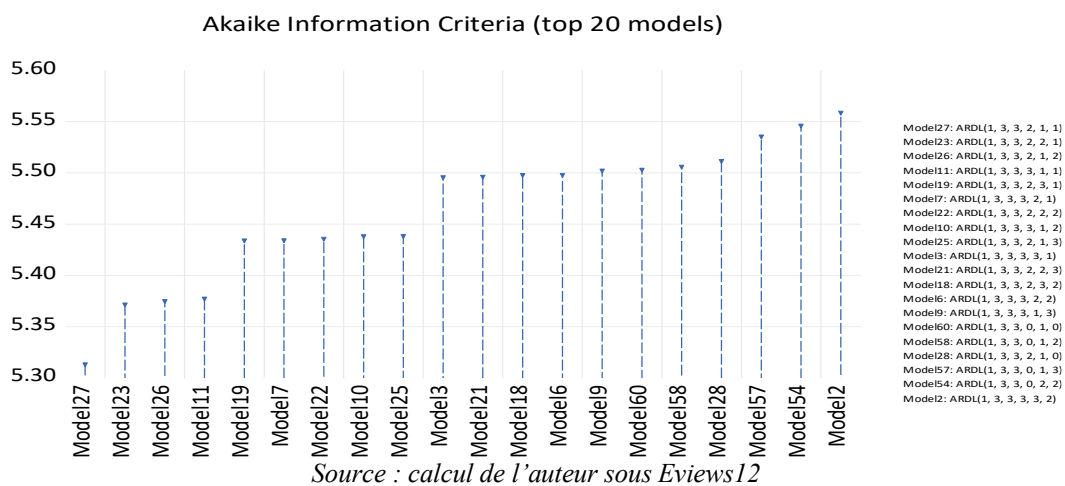
Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

3.2.1. Décalage optimal

Nous avons déterminé le décalage optimal à partir du critère d'information Akaike (AIC).

La présentation graphique de vingt meilleurs modèles selon le critère d'information Akaike, renseigne que le modèle *ARDL* (1, 3, 3, 2, 1, 1) est le plus optimal parmi les autres modèles présentés.

Figure 1 : Graphique du critère d'information Akaike (AIC)



3.2.2. Tests de robustesse du modèle ARDL

Sont des tests de diagnostic qui ont été réalisés pour évaluer la robustesse de notre modèle : Le test du Breusch-Godfrey pour l'autocorrélation des résidus, le test de la spécification de Ramsey (RESET), le test de Jarque Bera pour la normalité des résidus et un test Breusch-Pagan-Godfrey et Arch-test pour vérifier l'hétéroscédasticité.

Tableau 4 : Tableau de Tests de robustesse

Hypothèse du test	Tests	Valeurs	(Probabilité)
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	1.8022	0.2068
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	0.8335	0.6399
	Arch-test	0.11064	0.7419
Normalité	Jarque-Bera	1.3624	0.5060
Spécification	Ramsey (Fisher)	2.324296	0.1513

Source : calcul de l'auteur sous Eviews12

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 dans l'ensemble de ces tests. Notre modèle est ainsi validé sur le plan statistique. Le modèle ARDL est globalement bon et explique à 83 % la dynamique de la croissance annuelle en Mauritanie, de 1987 à 2020.

Figure 2 : Test de bruit blanc (Corrélogramme des résidus)

Date: 11/17/22 Time: 17:40						
Sample (adjusted): 4 34						
Included observations: 31 after adjustments						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.055	-0.055	0.1017	0.750
		2	0.200	0.197	1.5057	0.471
		3	-0.187	-0.174	2.7788	0.427
		4	-0.063	-0.120	2.9279	0.570
		5	-0.267	-0.219	5.7253	0.334
		6	-0.111	-0.145	6.2314	0.398
		7	-0.072	-0.037	6.4531	0.488
		8	-0.209	-0.305	8.3879	0.397
		9	0.069	-0.060	8.6104	0.474
		10	0.033	-0.006	8.6649	0.564
		11	0.155	-0.024	9.8887	0.540
		12	0.216	0.173	12.391	0.415
		13	0.020	-0.124	12.414	0.494
		14	-0.016	-0.113	12.429	0.572
		15	-0.118	-0.056	13.322	0.577
		16	-0.062	-0.100	13.583	0.630

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

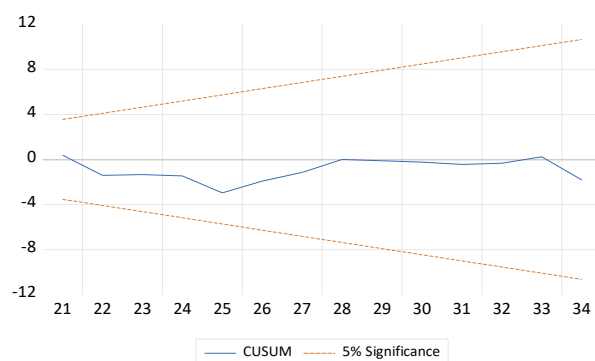
*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

Selon le corrélogramme toutes les probabilités supérieures à 5% on accepte H_0 les erreurs sont des bruits blancs.

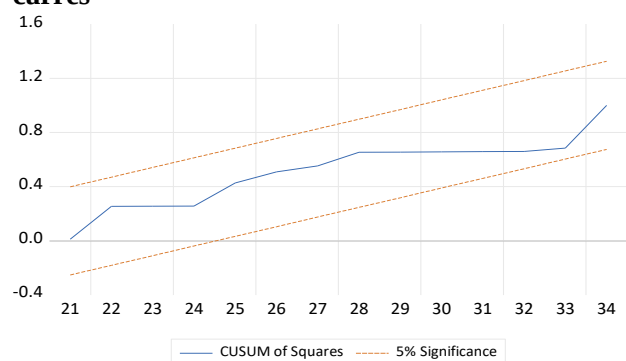
Nous vérifions la stabilité du modèle à partir des autres tests celui du modèle CUSUM et CUSUM des carrés. Les tests de CUSUM et du carré du CUSUM montrent que les variables estimées sont stables.

Figure 3 : Les résultats du test CUSUM



Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

Figure 4 : Les résultats du test CUSUM des carrés



Source : calcul de l'auteur sous EViews 12

3.2.3. Test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

Nous remarquons que à partir du tableau ci-dessous les résultats de la procédure bounds test montrent que la statistique de Fisher (9.567333) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité, 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 5 : 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)
Asymptotic : n=1000				
F-statistic	9.567333	10%	2.08	3
K	5	5%	2.39	3.38
		2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15

Source : calcul de l'auteur sous Eviews12

3.3. Coefficients de long terme et dynamique de court terme

3.3.1. La taille de l'État à court terme

Le coefficient de correction d'erreur est significatif et négatif de -1.343690 pour notre modèle ARDL, traduisant ainsi un ajustement à la cible de long terme relativement rapide. Ce qui exprime le degré avec lequel la variable GR (taux de croissance annuelle) sera rappelé vers la cible de long terme.

Le coefficient des dépenses publiques totales est significatif et négatif et le coefficient des dépenses publiques totales au carré est positif montre qu'il existe en Mauritanie une relation non linéaire entre la croissance économique et les dépenses publiques.

$$\frac{\partial gr}{\partial \left(\frac{G}{gdp}\right)} = \beta_1 + 2\beta_2 \left(\frac{G}{gdp}\right)$$

A court terme la taille de l'État est égale à :

$$\left(\frac{G}{gdp}\right)^* = -\frac{\beta_1}{2\beta_2} \left(\frac{G}{gdp}\right)^* = -\frac{-(4.047784)}{2 * (0.070731)} = 28.61$$

Tous les coefficients sont statistiquement significatifs. L'équation en haut suggère que la part des dépenses publiques dans le GDP qui maximise la croissance économique soit de : **28.61 %**.

La part des dépenses publiques dans le GDP a un effet statistiquement négatif et significatif sur la croissance annuelle du GDP. Mais, des dépenses publiques excessives $\left(\frac{G}{GDP}\right)^2$ ont un impact positif et statistiquement significatif sur la croissance économique.

3.3.2. La taille de l'État à long terme

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

$$GR = -8.8691 \left(\frac{G}{gdp} \right) + 0.1819 \left(\frac{G}{gdp} \right)^2 - 1.3053 INF - 0.0000 INV + 0.5650 VA + 96.8415$$

$$\frac{\partial gr}{\partial \left(\frac{G}{gdp} \right)} = \beta_1 + 2\beta_2 \left(\frac{G}{gdp} \right)$$

$$\left(\frac{G}{gdp} \right)^* = -\frac{\beta_1}{2\beta_2} \left(\frac{G}{gdp} \right)^* = -\frac{-8.8691}{2 * (0.1819)} = 24.37$$

A long terme, Tous les coefficients sont statistiquement significatifs. L'équation en haut suggère que la part des dépenses publiques dans le GDP qui maximise la croissance économique soit de : **24.37 %**.

La part des dépenses publiques dans le GDP a un effet statistiquement négatif et significatif sur la Croissance annuelle du GDP. Mais des dépenses publiques excessives $\left(\frac{G}{GDP} \right)^2$ ont un impact positif et statistiquement significatif sur la croissance économique.

4. Discussion Des Résultats

Le modèle ARDL (1, 3, 3, 2, 1, 1) a été estimé pour analyser la relation entre la croissance économique (GR) et ses déterminants (dépenses publiques et leur terme quadratique, inflation, investissement et valeur ajoutée). Les résultats de la régression initiale montrent un modèle globalement significatif ($F = 3,584$; $p = 0,010$), bien que le R^2 ajusté (0,579) reste modéré compte tenu du nombre important de paramètres estimés relativement à la taille de l'échantillon (31 observations). Le test des bornes (F-Bounds Test), avec une statistique F de 9,567 supérieures à la borne supérieure I (1) à tous les seuils de significativité, confirme l'existence d'une relation de cointégration entre les variables, justifiant l'interprétation d'une dynamique de long terme.

Le coefficient du terme de correction d'erreur (CointEq (-1)) = -1,344 ; $p < 0,0001$) est négatif et significatif, validant un mécanisme d'ajustement vers l'équilibre de long terme, bien que sa valeur absolue supérieure à l'unité traduise une convergence oscillatoire amortie plutôt qu'un ajustement monotone. L'équation de long terme révèle une relation non linéaire en U entre les dépenses publiques et la croissance (coefficient négatif sur le niveau, -8,869 ; positif sur le terme quadratique, +0,182 ; tous deux significatifs à 1%), avec un point d'inflexion estimé autour de 24,4, en deçà duquel les dépenses publiques nuisent à la croissance et au-delà duquel elles la favorisent. L'inflation exerce un effet négatif à la limite de la significativité ($p = 0,053$), tandis que la valeur ajoutée présente un effet positif et significatif à long terme ($p = 0,013$) ; l'investissement, en revanche, ne montre aucun effet de long terme significatif, bien qu'il affecte significativement la croissance à court terme, ses effets contemporains et retardés semblant s'annuler mutuellement.

L'ensemble des tests de diagnostic de la robustesse du modèle confirment que les résidus sont normalement distribués (Jarque-Bera = 1,362 ; $p = 0,506$), homoscedastiques (Breusch-Pagan-Godfrey : $p = 0,640$; test ARCH : $p = 0,742$), sans autocorrélation selon la statistique F du test de Breusch-

Godfrey ($p = 0,207$), et la spécification fonctionnelle du modèle n'est pas rejetée par le test RESET de Ramsey selon les statistiques F et t ($p = 0,151$). Dans l'ensemble, ces résultats confirment l'existence d'une relation stable et statistiquement solide de long terme entre la croissance économique et ses déterminants, caractérisée notamment par un effet non linéaire et significatif des dépenses publiques.

La taille des dépenses publiques que nous avons estimée comme maximisant la croissance du PIB s'élève à 28,61% du PIB à court terme et 24,37% à long terme, un résultat cohérent avec celui obtenu par Vedder et Gallaway dans leur étude de 1998. Selon leurs résultats, la taille optimale des dépenses publiques est respectivement de 17,45%, 21,37%, 20,97%, 22,23%, 19,43%, et 26,14% pour les États-Unis, le Canada, le Royaume-Uni, l'Italie et la Suède et le Danemark, un résultat également cohérent avec celui observé dans les pays de l'OCDE (fourchette de 22,84% à 54% du PIB), mais inférieur à celui relevé dans les pays européens (42,12%) selon la littérature.

5. Conclusion

Cette étude s'est proposée d'évaluer la taille optimale de l'État en Mauritanie sur la période 1987-2020, à travers l'estimation d'un modèle ARDL (1, 3, 3, 2, 1, 1) reposant sur la spécification quadratique de Vedder et Gallaway. Cette approche a permis d'examiner conjointement l'impact des dépenses publiques sur la croissance économique et de déterminer le seuil de dépenses publiques qui maximise cette croissance.

Les résultats obtenus mettent en évidence une relation asymétrique entre la taille de l'État et la croissance économique : un effet positif à court terme, mais négatif à long terme. Le test des bornes confirme l'existence d'une relation de cointégration entre les variables, et le coefficient de correction d'erreur, significatif et correctement signé, valide un mécanisme d'ajustement vers l'équilibre de long terme. La taille des dépenses publiques maximisant la croissance a été estimée à 28,61% du PIB à court terme et 24,37% à long terme, des résultats cohérents avec la littérature empirique, notamment les travaux fondateurs de Vedder et Gallaway (1998) ainsi que les estimations disponibles pour les pays de l'OCDE. L'ensemble des tests de diagnostic normalité, homoscedasticité, absence d'effets ARCH confirme la robustesse statistique du modèle retenu.

Ces résultats invitent à une lecture nuancée du rôle de l'État dans l'économie mauritanienne. Si l'action publique semble, à court terme, soutenir l'activité économique, son maintien au-delà d'un certain seuil devient contre-productif à long terme, en raison notamment du caractère peu productif d'une partie significative des dépenses publiques, de l'alourdissement du service de la dette, et du poids croissant de la masse salariale et des dépenses de compensation. Ce constat rejoint les préoccupations exprimées en introduction quant à la faible transparence de la gouvernance locale et au caractère parfois unilatéral des choix d'investissement public, qui pèsent sur l'efficacité de la dépense sans nécessairement répondre aux attentes des citoyens.

Sur le plan des implications de politique économique, ces résultats plaident pour la définition d'un plafond de dépenses publiques cohérent avec l'objectif de maximisation de la croissance, plutôt que pour une expansion continue de la taille de l'État. Une telle orientation devrait s'accompagner d'un effort accru de rationalisation et de hiérarchisation de la dépense publique, d'une meilleure maîtrise de la trajectoire d'endettement, et d'un renforcement de la transparence et de la reddition de comptes dans les procédures de gouvernance locale autant de leviers susceptibles d'améliorer l'efficacité, et non simplement le volume, de l'intervention de l'État.

Cette étude comporte cependant certaines limites qu'il convient de souligner. La taille relativement restreinte de l'échantillon (31 observations annuelles) invite à la prudence dans la généralisation des

résultats, malgré la robustesse confirmée par les tests de diagnostic. Des travaux futurs pourraient utilement approfondir cette analyse en décomposant les dépenses publiques par nature économique (fonctionnement, investissement, transferts) ou par secteur, afin d'identifier plus précisément les catégories de dépenses les plus favorables à la croissance, et en élargissant la période d'observation à mesure que de nouvelles données deviendront disponibles.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] 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.
- [2] Alouini. O, Hubert. P.(2018), «Country Size, Economic Performance and Volatility», article.
- [3] Barro. R-J.(1988), « GOVERNMENT SPENDING IN A SIMPLE MODEL OF ENDOGENOUS GROWTH», Article, NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH, Paper No. 2588.
- [4] BIDZO. M. M. (2013),« Taille optimale de l'Etat dans une union monétaire : le cas de la CEMAC », Revue d'Economie Appliquée – vol 1, n° 1, janv-juin. 2013, p. 28-50.
- [5] Caragata. P-J.(1998), «From Welfare State to Optimal Size of Government: A Paradigm Shift for Public Policy», Agenda: A Journal of Policy Analysis and Reform, Vol. 5, No. 3 (1998), p.277-287.
- [6] Cedrick Tombola (2012), « le lien capital et croissance économique en RDC : y'a-t-il une taille optimale de l'Etat ». La cellule de Réflexions Economiques et Sociales, Février, 2012
- [7] Cheibani. S.M.(2011),« Quelle taille optimale des dépenses publiques pour une croissance maximale du PIB pour la Mauritanie ? », article.
- [8] Chatelais.N.(2011), « Taille de pays et croissance en Europe ». Documents de travail du Centre d'Economie de la Sorbonne 2011.81 - ISSN : 1955-611X. 2011. « Halshs-00654385 »
- [9] De Ávila. D-R, Strauch. R, « Public Finances and Long-term Growth in Europe -Evidence from a Panel Data Analysis», Article.
- [10] De Witte, K. et Moesen, W. (2010). "Sizing the Government" Public Choice, 145, pp. 39-55.
- [11] Dimitar Chobanov, Adriana Mladenova 2009 « WHAT IS THE OPTIMUM SIZE OF GOVERNMENT», Institute for Market Economics, Bulgaria.
- [12] 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 », Thèse, l'Université de Bourgogne Franche-Comté .
- [13] Edouard Kaboré. 2011 « Déterminants de la croissance économique au Burkina Faso » ;ENAM-BF - Conseiller des affaires économiques
- [14] Éloi.L; Le Cacheux.J.(2010), « Taille des pays et stratégies de croissance » , REVUE DE L'OFCE 2010/1 n° 112p.171- 190.
- [15] « L'Etat Providence : Enjeux et Crises »,article ECOSSIMO
- [16] Green. E. (2012),« On the Size and Shape of African States », International Studies Quarterly, Vol. 56, No. 2 (June 2012), p. 229-244.
- [17] Grier K. and Tullock G. (1989), "An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951- 1980", Journal of Monetary Economics, 24,1, 259-276

- [18] Gwartney.J,Holcombe.R & Lawson.R.(2000),«Taille de l'Etat et richesse des nations », la traduction française d'un article du Cato Journal (vol. 18, no 2, automne 1998, p. 163-191) intitulé The Scope of Government and the Wealth of Nations.
- [19] Handoussa, H., et Reiffers, J.L., (2003), « Femise report on the euro-Mediterranean partnership-analysis and proposals of the euro-Mediterranean forum of economic institutes, report presented at the steering committee of FEMISE. Marseille, France
- [20] Herath. S.(2010), « The Size of the Government and Economic Growth: An Empirical Study of Sri Lanka», SRE - Discussion Papers, 2010/05. WU Vienna University of Economics and Business, Vienna
- [21] Hristo Mavrov(2007), “The Size of Government Expenditure and the Rate of Economic Growth in Bulgaria”, Economic Alternatives, issue, 1, 2007. pp.53-63
- [22] 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>
- [23] Komain J, Brahmasrene T, 2007. “The Relationship between Government Expenditures and Economic Growth in Thailand”. Journal of Economics and Economic Education Research.
- [24] Landau, D. (1983). “Government Expenditure and Economic growth: a Cross-Country Study”. Southern Economic Journal, 49, 783-92. <http://dx.doi.org/10.2307/1058716>
- [25] LUBU. G. L.(2014). «OPTIMAL SIZE OF GOVERNMENT IN THE DEMOCRATIC REPUBLIC OF CONGO », MPRA, Paper No. 60715<http://mpa.ub.uni-muenchen.de/60715/>.
- [26] N.J. Schoeman et Y. Van Heerden (2009), « Finding the Optimum of Taxes in South Africa: A Balanced Approach » South Africa Journal of Industrial Engineering November 2009 Vol. 20(2): 15-31
- [27] NDONG NTAH.M. « Perspectives Économiques en Afrique 2018, Mauritanie ».
- [28] Perspectives Économiques en Afrique 2019, BAD.
- [29] Rahmayantia. Y, Horn.T.(2011), «Expenditure Efficiency and the Optimal Size of Government in Developing Countries», Global Economy and Finance Journal Vol. 4. No. 2. September 2011. Pp. 46-59.
- [30] Shanaka Herath (2010), “The Size of Government and Economic Growth: An Empirical Study of Sri Lanka).”SRE. Discussion Papers, 2010/05, WU Vienna University of Economics and Business, Vienna.
- [31] S.-G.Wu, J-H.Tang & E.S. Lin.(2010), « The impact of government expenditure on economic growth: How sensitive to the level of development? », Article, Journal of Policy Modeling 32 (2010) 804–817.
- [32] Vedder. R.K, Gallaway. L.E.(1998), « GOVERNMENT SIZE AND ECONOMIC GROWTH», Article, the Joint Economic Committee.
- [33] Y. Keho (2010), « Estimating the Growth-maximising Tax Rate for Cote d’Ivoire: Evidence and Implication », Journal Economic and International finance, Vol.2 (9), pp. 164-174, September 2010
- [34] Yogi Rahmayanti et Theara Horn (2011), «Expenditure Efficiency and The Optimal Size of Government in Developing Countries”. Global Economy and Finance Journal, Vol.4 N° 2. September 2011, pp. 46-59.