

Evaluation quantitative de l'impact des dépenses publiques sur la dynamique socio-économique : Cas Du Maroc

Quantitative assessment of the government spending impact on socio-economic dynamics: Case of Morocco

Younes EL KHATTAB ¹

Zineb YAKOUTY ²

Résumé :

Le présent travail a pour ambition d'évaluer l'efficacité de la politique budgétaire plus particulièrement, l'impact socioéconomique des dépenses publiques, en termes de redynamisation de la croissance économique, de création de l'emploi. Ainsi notre démarche adoptée s'est focalisée sur une étude économétrique (Modèle VAR) ayant d'une part comme variables explicatives les dépenses publiques et la masse monétaire (cette dernière a été utilisée pour isoler l'impact de la politique monétaire de notre modèle), et de l'autre part, la croissance économique et le taux de l'emploi comme variables à expliquer. Il est à noter que l'étude s'est étalée sur la période allant de 1999 jusqu'à 2020.

Mots-clés : Politique budgétaire, dépenses publiques, emploi, croissance économique.

Abstract

This work aims to assess the effectiveness of fiscal policy more particularly, the socio-economic government spending impact, in terms of revitalizing economic growth and job creation. Thus our adopted approach focused on an econometric study (VAR model) having on the one hand as explanatory variables public expenditure and the money supply (the latter was used to isolate the impact of the monetary policy of our model) , and on the other hand, economic growth and the employment rate as variables to be explained. It should be noted that the study spanned the period from 1999 to 2020.

Key words : Fiscal Policy, government spending, job creation, economic growth.

¹Professeur à l'Université Hassan II, FSJES Mohammedia, Laboratoire Performance Economique et Logistique, younes.master@hotmail.com

² Doctorante à l'Université Hassan II, FSJES Mohammedia, Laboratoire Performance Economique et Logistique, Zineb.yakouty@gmail.com

I. INTRODUCTION

Dans un contexte en perpétuelle mutation, le Maroc, à l'instar des autres pays du monde et plus particulièrement les économies en voie de développement, cherche à stimuler sa croissance tout en créant de l'emploi à travers des combinaisons optimales entre ses politiques économiques (Monétaire et Budgétaire).

La politique budgétaire, en tant qu'outil de stimulation de la croissance et de stabilisation de l'activité économique, a fait l'objet de nombreux débats. D'un côté, les économistes classiques stipulent que l'économie s'autorégule et que le rôle du gouvernement dans les activités économiques doit se limiter aux fonctions régaliennes de défense et de justice. De l'autre côté, les nouvelles théories de la croissance suggèrent que les dépenses publiques, qu'elles soient récurrentes ou en capital, notamment les dépenses d'investissements, peuvent favoriser la croissance.

Au Maroc, l'Etat intervient de plus en plus dans la sphère économique à travers sa politique budgétaire par le biais des dépenses publiques, ainsi leur part dans le PIB est passée de 16.5% en 1990 à 28.8% du PIB en 2020 (Données Banque Mondiale). Il est donc paradoxal que malgré la hausse des dépenses publiques, l'impact ne soit que faiblement ressenti au niveau de la dynamique socioéconomique. Il est donc pertinent de répondre à la question suivante : Quelle évaluation peut-on mener de l'effectivité de l'impact des dépenses publiques sur la dynamique socioéconomique au Maroc ?

II. REVUE DE LA LITTÉRATURE THEORIQUE

La littérature théorique sur la relation dépenses publiques et croissance économique peut être résumée en deux grandes approches :

Courant Keynésien

La première approche porte sur les effets positifs des dépenses publiques sur la croissance économique. Actuellement reconnue comme l'obédience keynésienne, les effets multiplicateurs des dépenses publiques trouvent leurs fondements dans les travaux d'Haavelmo (Mankiw, 1997). Cette orientation, bâtie sur la loi de Wagner, confère un caractère endogène aux dépenses publiques, ces dernières sont davantage considérées comme une conséquence plutôt qu'une cause du revenu national. Wagner établit que le développement économique entraîne l'augmentation plus que proportionnelle des dépenses publiques, l'augmentation du ratio des dépenses-publiques par rapport au Produit Intérieur Brut (PIB). Ainsi, plus un pays sera développé et plus sa part de dépenses publiques dans le PIB sera importante. D'après cette analyse le

sens de la causalité va de la croissance vers les dépenses publiques.

Pour Keynes (1939), les gouvernements doivent dans certains cas, stimuler l'économie par des augmentations des dépenses publiques ou par des diminutions de taxes : les déficits sont donc une solution permettant d'accélérer la reprise économique en cas de crise. Les analyses de Keynes reconnaissent le déficit budgétaire qui peut être comblé soit par l'endettement, soit par la planche à billets, soit encore par les avances au trésor, comme une des politiques que mène l'Etat en vue d'atteindre ses objectifs de politique économique pendant une certaine période.

C'est ce que Paul Samuelson qualifie de la « politique budgétaire active ». Le déséquilibre économique financé par un endettement peut, dans ce sens, induire une croissance équilibrée de plein-emploi plutôt qu'un accroissement de l'impôt, lequel a un effet négatif sur le revenu national. L'équilibre peut s'obtenir avec un budget déséquilibré (recettes dépenses) pour lequel les dépenses sont plus en capital et non pas celles dites improductives. Pour Keynes, en jouant sur les dépenses publiques, les agents anticipant une forte demande appuyée par des commandes publiques vont investir et relancer la machine économique.

En effet, l'endettement entraîne la relance de la demande en provoquant ainsi par effet accélérateur une hausse plus que proportionnelle de l'investissement qui, à son tour, incite une hausse de la production. Le raisonnement étant que l'investissement est une composante de la demande et c'est par ce biais qu'il est facteur de croissance. Dès lors, une augmentation d'une unité des dépenses publiques induit une variation plus que proportionnelle du revenu, et donc génère la croissance. Pour cette raison, les dépenses publiques sont une cause plutôt qu'une conséquence du revenu national.

Certains auteurs notamment Stiglitz et Weiss (1981) ont mis en lumière la place des dépenses publiques dans la résolution des problèmes d'imperfection de l'information aussi bien au niveau du marché des capitaux que du marché du travail. Selon ces auteurs, en raison d'un manque d'information, une banque peut refuser de prêter à des clients pourtant solvables. Au niveau du marché du travail également, les entreprises ne peuvent évaluer la productivité des candidats aux emplois. Pour cela, elles ont tendance à relier la productivité au niveau de salaire demandé. Ainsi, ils aboutissent aux résultats que la dépense publique peut dans ces cas de figures constituer un instrument valable de rétablissement de l'équilibre entre la demande et l'offre.

Courant Libéral

En ce qui concerne la seconde approche d'obédience libérale, les dépenses

publiques influent négativement sur la croissance économique ou encore, les dépenses publiques n'ont pas d'effet sur la croissance économique. Au cours des dernières années, plusieurs arguments ont été avancés pour remettre en cause le recours aux politiques budgétaires dans une optique de stabilisation conjoncturelle. Les modèles classiques postulent que l'économie est toujours en situation d'équilibre global concluent à l'inutilité de la politique budgétaire.

Depuis les travaux de Lucas (1977), la littérature macroéconomique Keynésienne va être décrédibilisée pour l'évaluation des politiques économiques. Dans le même registre, le principe de l'équivalence Ricardienne inspiré par Ricardo, Barro (1974) a contribué à réfuter cette thèse d'efficacité de l'action budgétaire, car pour lui, les agents privés intègrent dans leur calcul, la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat. Pour cet adepte de la nouvelle école classique (NEC), en réduisant la dépense publique aujourd'hui, l'Etat crée des conditions d'une baisse du taux de prélèvement fiscal ultérieur et inversement en cas d'augmentation de la dépense. Anticipée par les agents, la politique budgétaire aura donc des effets nuls.

On note donc dans ce cas, une augmentation de l'épargne privée pendant que l'épargne publique fléchit, de sorte que la politique budgétaire expansionniste n'ait aucun effet sur l'économie. Cependant, le prolongement de la vision classique qui, au-delà de l'inefficacité de la politique budgétaire, se prononce sur son caractère restrictif. Pour des auteurs de la nouvelle école classique (Lucas, 1972; Sargent et Wallace, 1975 ; Barro, 1976) l'inefficacité des dépenses publiques sur l'activité économique est appréhendée à travers les effets négatifs qu'elles y exercent (Effet d'éviction). En économie, ce dernier représente une baisse de l'investissement et/ou de la consommation privée provoqués par une hausse des dépenses publiques. Il représente donc l'extension des activités du secteur public au détriment du secteur privé. Le concept d'effet d'éviction est mis en avant par les partisans de l'approche libérale (Kydland et Prescott, 1982 ; Aiyagari et al. 1990 ; Baxter et King, 1993 ; Cristiano et Eichenbaum, 1992 ; Fatas et Mihov, 2001), pour démontrer les effets pervers induits par une augmentation des dépenses publiques sur l'activité économique, soutenant ainsi le principe de l'équilibre budgétaire voulant que les dépenses publiques doivent être effectuées en fonction des ressources publiques, c'est-à-dire qu'on ne doit pas dépenser plus qu'on encaisse.

III. REVUE DE LA LITTERATURE EMPIRIQUE

En appliquant les techniques du modèle ARDL, ELALAOUI et HEFNAOUI (2020) ont montré que les dépenses publiques récurrentes ont un impact positif sur la croissance du PIB au Maroc. Selon les auteurs, l'impact des dépenses d'investissement n'est visible qu'à long terme ; bien que négatif. Il est surprenant que l'effet des dépenses d'investissement sur le PIB soit négatif.

Cependant, cela pourrait être dû au fait qu'au Maroc, une grande partie de l'argent affecté aux dépenses d'investissement n'est pas destiné aux secteurs qui impactent la production à savoir l'infrastructure, l'éducation et recherche et développement d'une part, d'autre les dépenses publiques d'investissement sont souvent financées par l'emprunt, ce qui contribue à l'alourdissement des charges d'intérêt sans autant que ces dépenses soient productives d'où le caractère improductif des dépenses publiques.

Pour P, St-Amant et D, Tessier (1998) l'évolution comparée des taux de chômage canadien et étasunien est liée en premier lieu aux choix différents des deux pays en matière de politique budgétaire. D'après leur étude, la politique monétaire n'est pas sans effet sur l'évolution du taux de chômage dans les deux pays, mais elle n'explique pas les tendances divergentes, principale cause de l'écart de chômage observé depuis la fin des années 70. Dans le cas du Canada, le choc budgétaire entraîne une hausse permanente du taux de chômage atteignant un peu moins de 0,7 point de pourcentage après 5 ans. Dans le cas des chocs fiscaux, on n'observe aucun effet keynésien significatif à court terme. À long terme, toutefois, on trouve que les chocs budgétaires ont un impact significatif à la hausse sur le taux de chômage.

Inspirés de l'approche VAR structurel de Blanchard et Perotti (2002), Biau, O et Girard, E (2005) ont tenté d'évaluer l'efficacité de la politique budgétaire en France. Conformément aux modèles keynésiens, leur étude atteste l'efficacité macroéconomique à court terme d'une hausse structurelle de la dépense publique en France (multiplicateur proche de 1,4) qui, au-delà de son impact mécanique sur la demande globale, stimule la consommation et l'investissement privés. De même, l'effet estimé sur l'activité d'une hausse structurelle des recettes publiques est négatif, en raison essentiellement de la contraction de la consommation privée ; cependant, cette réponse est faible (multiplicateur proche de -0,1 seulement) et n'est significative qu'à très court terme, même si ce résultat varie selon le type de recettes considéré.

Au Congo TENDELET J. I (2018), a procédé à l'analyse des effets des dépenses d'investissement public sur le PIB hors pétrole par la méthode ARDL. Il ressort de son travail deux résultats majeurs. Le premier est que les dépenses publiques influencent la croissance économique du secteur hors pétrole et le second est que, les dépenses publiques ont un effet éviction sur

les investissements du secteur privé. Tous ces résultats réfutent la vision keynésienne.

De leur côté, ECHAOUI & SKIKRA(2021) ont déduit que l'économie marocaine a un caractère Keynésien qui stipule que les dépenses publiques d'investissement ont pour objectif de relancer l'économie par le mécanisme d'effet multiplicateur de la dépense publique.

IV. CAS PRATIQUE : ESTIMATION D'UN MODELE VAR

1 - Spécification du modèle :

Les estimations sont menées à partir d'un VAR à 4 variables (soit 4 équations) : une variable principale permet d'évaluer directement les effets de la politique budgétaire : Pourcentage des Dépenses publiques dans le PIB (DP) et deux variables représentent la dynamique socioéconomique : Taux de chômage (CH) et la croissance du PIB (PIB) et finalement une variable permettant d'isoler les effets de la politique monétaire : Masse monétaire (MM).

2 - Description des variables :

Les données sont annuelles allant de 1999 jusqu'à 2020 (21 Observations).

Tableau 1 : Description des variables

Variables	Description	Source
DP	Dépenses publiques (% du PIB)	Banque mondiale
CH	Taux de chômage	HCP
PIB	Taux de la croissance	Banque mondiale
MM	Masse monétaire (% du PIB)	Banque mondiale

3 - Etude de stationnarité :

Nous avons utilisé la stratégie séquentielle du Test de la Racine unitaire : Test

de Dickey – Fuller Augmented ADF pour étudier la stationnarité des séries. Les résultats sont présentés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 2 : Etude de stationnarité

	Etape 1 : Modèle 3 avec constante et tendance	Etape 1 : Modèle 3 avec constante et tendance	Etape 1 : Modèle 3 avec constante et tendance
Décision CH	Le coefficient de la droite de tendance n'est pas différent de 0 ($t^* = -1.38 < 3.25$), on rejette l'hypothèse d'un processus TS et $t^*\phi_1 = -2.22 > t_{tabulé} = -3.64$; on accepte l'hypothèse H_0 il existe une racine unitaire (valeurs critiques au seuil de 5 %) ; on passe au deuxième modèle.	Le terme constant n'est pas significativement différent de 0 ($t^* = 1.49 < 2.97$), on rejette l'hypothèse d'un processus DS avec dérive et $t^*\phi_1 = -1.85 > t_{tabulé} = -3.01$; on accepte l'hypothèse H_0 ; le processus n'est pas stationnaire.	$t^*\phi_1 = -2.51 > t_{tabulé} = -1.95$, on rejette l'hypothèse H_0 ; le processus est stationnaire. Il s'agit d'un processus DS sans dérive.
Décision MM	Le coefficient de la droite de tendance n'est pas différent de 0 ($t_{\alpha} = 3.90 > 3.25$), la tendance est significatif et $t^*\phi_1 = -3.93 < t_{tabulé} = -3.71$; il s'agit d'un processus TS.		
Décision PIB	Le coefficient de la droite de tendance n'est pas différent de 0 ($t_{\alpha} - 0.89 = < 3.25$), on rejette l'hypothèse d'un processus TS et $t^*\phi_1 = -3.44 > t_{tabulé} = -3.64$ on accepte l'hypothèse H_0 il existe une racine unitaire (valeurs critiques au seuil de 5 %) ; on passe au deuxième modèle.	Le terme constant n'est pas significativement différent de 0 ($t_{\alpha} = 1.60 < 2.29$), on rejette l'hypothèse d'un processus DS avec dérive et $t^*\phi_1 = -3.57 < t_{tabulé} = -3.01$; on rejette l'hypothèse H_0 ; le processus est stationnaire.	

Décision DP	Le coefficient de la droite de tendance n'est pas différent de 0 ($t_{\alpha} = -0.10 < 3.25$), on rejette l'hypothèse d'un processus TS et $t^{\phi}_1 = -2 > t_{\text{tabulé}} = -3.64$; on accepte l'hypothèse H_0 il existe une racine unitaire (valeurs critiques au seuil de 5 %) ; on passe au deuxième modèle.	Le terme constant n'est pas significativement différent de 0 ($t_{\alpha} = 2.12 < 2.29$), on rejette l'hypothèse d'un processus DS avec dérive et $t^{\phi}_1 = -2.07 > t_{\text{tabulé}} = -3.01$; on accepte l'hypothèse H_0 ; le processus n'est pas stationnaire.	$t^{\phi}_1 = 0.44 > t_{\text{tabulé}} = -1.95$, on accepte l'hypothèse H_0 ; le processus n'est pas stationnaire. Il s'agit d'un DS sans dérive.
--------------------	---	---	--

4 - Ordre d'intégration des variables :

Tableau 3 : Les ordres d'intégration des variables

Variables	Stationnarité
	Ordre d'intégration
CH	I (1)
MM	I (1)
PIB	I (0)
DP	I (1)

Les résultats du test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) montrent que le taux de croissance Alors que les autres variables sont stationnaires en différence première. Les résultats de notre test de non stationnarité, nous montrent que les variables de notre modèle n'ont pas le même ordre d'intégration. Donc un test de cointégration au sens de Granger n'est pas nécessaire. La méthode vectorielle autorégressive (VAR) sera notre méthode d'analyse.

5 - Choix du nombre de retards optimal :

Sample: 1999 2020
Included observations: 19

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-174.4219	NA	1686.038	18.78126	18.98009	18.81491
1	-150.1274	35.80253*	740.5234*	17.90814*	18.90229*	18.07639*
2	-135.6382	15.25177	1146.733	18.06718	19.85664	18.37002

Figure 1 : Retard optimal

Le nombre optimal des retards selon les critères d'Akaike et Schwartz et Hannan Quin est 1, on va donc estimer un modèle VAR (1).

6 - Etude de Causalité au sens de Granger :

L'étude de la causalité permettra de savoir s'il existe une relation causale entre les différentes variables. Nous proposons d'illustrer la notion de causalité au sens de Granger en procédant à un test de causalité.

Les résultats obtenus, pour un nombre de retards p égal à 1, sont donnés dans le tableau suivant :

Dependent variable: PIB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DCH	0.927786	1	0.3354
DDP	0.390562	1	0.5320
TSM	1.385992	1	0.2391
All	2.935219	3	0.4017

Dependent variable: TSM			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DCH	1.079346	1	0.2988
DDP	1.198753	1	0.2736
PIB	5.72E-05	1	0.9940
All	2.645709	3	0.4495

Dependent variable: DCH			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DDP	6.597545	1	0.0102
PIB	1.007393	1	0.3155
TSM	4.219457	1	0.0400
All	9.642085	3	0.0219

Dependent variable: DDP			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DCH	1.260484	1	0.2616
PIB	0.692923	1	0.4052
TSM	0.330722	1	0.5652
All	3.263984	3	0.3527

Figure 2 : Causalité au sens de Granger

Il existe donc au moins une relation de causalité dans notre estimation. Il s'agit de la relation entre le Chômage et la masse monétaire, où le chômage

est la variable dépendante.

La probabilité associée à l'hypothèse nulle selon laquelle la masse monétaire ne cause pas les taux débiteurs est de 0.04, inférieure à 0,05. On rejette l'hypothèse nulle. La masse monétaire impacte au sens de Granger le chômage. Pour les autres variables, ce test élimine toutes relations de causalité, puisqu'on accepte l'hypothèse nulle (Les probabilités sont supérieures à 0,05).

7 - Représentation du modèle VAR

Tenant compte du décalage dégagé au point précédent, nous allons donc estimer ce modèle :

```

Estimation Command:
=====
LS

Estimated Equations:
=====
DCH = C(1)*DCH(-1) + C(2)*DDP(-1) + C(3)*PIB(-1) + C(4)*TSMM(-1) + C(5)
DDP = C(6)*DCH(-1) + C(7)*DDP(-1) + C(8)*PIB(-1) + C(9)*TSMM(-1) + C(10)
PIB = C(11)*DCH(-1) + C(12)*DDP(-1) + C(13)*PIB(-1) + C(14)*TSMM(-1) + C(15)
TSMM = C(16)*DCH(-1) + C(17)*DDP(-1) + C(18)*PIB(-1) + C(19)*TSMM(-1) + C(20)

Substituted Coefficients:
=====
DCH = -0.124425285289*DCH(-1) - 0.209890605374*DDP(-1) - 0.0385070387825*PIB(-1) + 0.0302172194751*TSMM(-1) - 0.136424263397
DDP = -0.823809528243*DCH(-1) - 0.0190856040457*DDP(-1) - 0.111730725137*PIB(-1) - 0.0295969941183*TSMM(-1) + 0.565301398581
PIB = 1.70860827019*DCH(-1) - 0.431913365954*DDP(-1) - 0.174354766318*PIB(-1) + 0.146472693039*TSMM(-1) + 5.84244639875
TSMM = -1.98561240355*DCH(-1) + 0.815290213491*DDP(-1) - 0.00264485371756*PIB(-1) + 0.805440345185*TSMM(-1) + 0.113767484682
    
```

Figure 3 : Résultats de l'estimation du modèle VAR

8 - Significativité statistique des variables :

Sample: 2001 2020
 Included observations: 20
 Total system (balanced) observations 80

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.124425	0.209734	-0.593253	0.5552
C(2)	-0.209891	0.081715	-2.568569	0.0127
C(3)	-0.038507	0.038365	-1.003690	0.3196
C(4)	0.030217	0.014710	2.054132	0.0443
C(5)	-0.136424	0.248632	-0.548699	0.5852
C(6)	-0.823810	0.733767	-1.122713	0.2660
C(7)	-0.019086	0.285885	-0.066760	0.9470
C(8)	-0.111731	0.134224	-0.832420	0.4085
C(9)	-0.029597	0.051465	-0.575085	0.5674
C(10)	0.565301	0.869856	0.649879	0.5183
C(11)	1.708608	1.773857	0.963216	0.3393
C(12)	-0.431913	0.691117	-0.624949	0.5344
C(13)	-0.174355	0.324482	-0.537333	0.5930
C(14)	0.146473	0.124416	1.177282	0.2437
C(15)	5.842446	2.102848	2.778349	0.0073
C(16)	-1.985612	1.911235	-1.038916	0.3030
C(17)	0.815290	0.744642	1.094876	0.2779
C(18)	-0.002645	0.349612	-0.007565	0.9940
C(19)	0.805440	0.134052	6.008439	0.0000
C(20)	0.113767	2.265705	0.050213	0.9601
Determinant residual covariance		89.88493		

Figure 4 : Significativité des coefficients

Seul le coefficient des dépenses publiques par rapport au taux de chômage est statistiquement significatif. (Probabilité < 0,05). L'équation à obtenir donc est la suivante :

$$DCH = -0,20 * DDP (-1)$$

Le signe négatif signifie que la relation entre le chômage et les dépenses publiques est une relation inverse. Cela signifie que la variation d'une unité de dépenses publiques permet de diminuer le taux de chômage de 0,20 unités.

9 - Validation du modèle dans sa globalité :

Pour avoir un modèle pertinent globalement significatif nous devons effectuer des tests diagnostiques pour s'assurer de la fiabilité de notre modèle.

• Test d'Hétéroscédasticité

L'hypothèse de modèle s'écrit comme suit :

H0 : Homoscédasticité

H1 : Hétéroscédasticité

La règle de décision sera d'accepter l'hypothèse nulle si la P-Value est supérieur à 5%

Sample: 1999 2020		
Included observations: 20		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
90.66222	80	0.1948

Figure 5 : Test d'hétéroscédasticité

La probabilité est supérieure à 5%, on accepte l'hypothèse nulle d'homoscédasticité (absence d'hétéroscédasticité)

• Test d'autocorrélation

L'hypothèse de modèle s'écrit comme suit :

H0 : les résidus ne sont pas autocorrélés

H1 : les résidus sont autocorrélés

La règle de décision sera d'accepter l'hypothèse nulle si la P-Value est supérieur à 5%.

Sample: 1999 2020
Included observations: 20

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	14.69073	16	0.5474	0.910426	(16, 25.1)	0.5677
2	23.64815	16	0.0975	1.708581	(16, 25.1)	0.1114

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	14.69073	16	0.5474	0.910426	(16, 25.1)	0.5677
2	30.05739	32	0.5652	0.821800	(32, 16.3)	0.6924

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Figure 6 : Test d'autocorrélation

La probabilité est supérieure à 5%, on accepte l'hypothèse nulle selon laquelle les résidus ne sont pas corrélés (absence d'autocorrélation).

Test de normalité des résidus

L'hypothèse de modèle s'écrit comme suit :

H0 : les résidus suivent une loi normale

H1 : les résidus ne suivent pas une loi normale

La règle de décision sera d'accepter l'hypothèse nulle si la P-Value de (J-B) est supérieur à 5%.

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.507429	2	0.7759
2	0.769223	2	0.6807
3	1.480015	2	0.4771
4	1.800893	2	0.4064
Joint	4.557559	8	0.8036

Figure 7 : Test de normalité

Ce test nous amène à accepter l'hypothèse nulle qui stipule que les résidus sont normaux, il s'agit d'un bruit blanc.

Les résultats des tests diagnostiques nous montrent que les résidus sont normaux et ne sont pas corrélés avec absence d'hétéroscédasticité. Nous concluons ainsi que notre modèle est validé et significatif.

V. RESULTATS ET CONCLUSION :

Cette étude empirique était motivée par la volonté de déterminer l'impact de la politique budgétaire au travers son instrument des dépenses publiques sur la croissance économique et l'emploi. Pour établir ces relations, nous avons appliqué les techniques du modèle VAR. Les résultats du modèle retenue montrent que les dépenses publiques récurrentes ont un impact positif sur l'emploi. En effet, une l'augmentation d'une unité des dépenses publiques engendre la diminution de 0,20 unités de chômage. Cela pourrait être expliqué par la création des postes d'emploi supplémentaires liés aux dépenses de fonctionnement. Par ailleurs, notre modèle montre que les dépenses publiques n'ont pas un impact statistiquement significatif sur la croissance économique. Il pourrait être impératif de tester l'impact des dépenses publiques par branche (infrastructure, éducation santé, télécommunication...etc) sur la croissance économique, pour aider les décideurs dans le choix des politiques publiques qui impact positivement la croissance économique et réduire les dépenses qui impact négativement la croissance.

Bibliographie :

- AIYAGARI.R, Lawrence.C et Martin.E (1992). « The output,employment, and interest rates effects of government consumption», *Journal of Monetary Economics*, Vol 30.
- BARRO.R, (1974), «Are Government Bonds net Wealth? », *Journal of Political Economy*, Vol 82.
- BIAU.O ET GIRARD.E, (2005), « Politique budgétaire et dynamique économique en France : l'apport VAR structurel », *Economie et Prévision*, 56③.
- ECHAOUI.A et SKIKRA.A (2021), « Dépenses publiques et croissance économique au Maroc : Essai de modélisation », *Alternatives Managériales Economiques*, Vol 3.
- EL ALAOUI.J et HEFNAOUI.A (2020) « L'impact des dépenses publiques sur la croissance économique : approche par le modèle ARDL Cas du Maroc », *Revue Du contrôle, De La Comptabilité Et De l'audit*, Vol 2.
- FATAS.A et MIHOV.I (2001), «The Effects of Fiscal Policy on consumption and Employment: Theory and Evidence», *Center For Economic Policy Research*, N°2760.
- LUCAS.R (1972), « Expectations andthe Neutrality of Money », *Journal ofEconomic Theory*, Vol 4.
- LUCAS.R (1977), « Understanding Business Cycles », *Carnegie-Rochester*

Conference Series on Public Policy, Vol 5.

- PIERRE.S et DAVID.T(1998), « Tendances des dépenses publiques et de l'inflation et évolution comparative du taux de chômage au Canada et aux États-Unis », Document de travail 98-3 de la Banque du Canada.
- SARGENT, THOMAS.J et WALLACE.N (1973), « Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation », International Economic Review, Vol 14.
- STIGLITZ.J-E., WEISS.A (1981), « Credit Rationing in Markets with Imperfect Information », American Economic Review, Vol 71.
- TENDELET J. I (2018), « Dépenses d'investissement publiques et croissance économique au Congo », Annales de l'université Marien N'Gouabi, Vol 18.