

**La contribution de la masse monétaire et les dépenses publiques dans la croissance économique en Algérie : Analyse économétrique 2000-2014**  
**The contribution of the money supply and public spending in economic growth in Algeria: Econometric Analysis 2000-2014**

Sabiha TOUAMI, doctorante, Université d'Oran 2, Mohamed Ben Ahmed  
Brahim BOUYACOUB. Doctorant, Université d'Oran 2 Mohamed Ben Ahmed

**Résumé**

Cette étude a pour but d'examiner la contribution de la masse monétaire et les dépenses publiques dans la croissance économique en Algérie, notre étude était étalée sur la période 2000 – 2014. De ce fait, ce travail va être illustré économétriquement à partir d'une estimation vectorielle autorégressive par le biais de l'utilisation du modèle VAR.

Il a été conclu que les résultats de l'étude ont défini qu'il n'y a pas de relation de Cointégration entre la masse monétaire, les dépenses publiques, l'inflation et la croissance économique, ce qui indique qu'il n'y a pas de relation à long terme entre ces variables. Aussi il a été distingué d'après l'estimation vectorielle que l'équation de la croissance économique est significative avec ( $R^2= 0.55$ ). Ainsi l'existence d'une causalité unidirectionnelle des variables exogènes : les dépenses publiques, l'inflation vers la variable endogène "croissance économique".

**Mots clés :** masse monétaire, dépenses publiques, l'inflation, croissance économique, VAR.

**Abstract**

This study aims to examine the contribution of the money supply and public spending in economic growth in Algeria, our study was spread over the period 2000 - 2014. Therefore, this work will be shown econometrically from ' vector autoregressive estimate through the use of the VAR model.

It was concluded that the results of the study have identified that there is no relationship of Cointegration between money supply, public spending, inflation and economic growth, indicating that n ' there is no long-term relationship between these variables. Also it was distinguished from the vector estimation equation of economic growth with significant ( $R^2 = 0.55$ ). Thus the existence of a unidirectional causality exogenous variables:, government spending, inflation towards the endogenous variable " economic growth ".

**Key Word:** money supply, public spending, inflation, economic growth, VAR.

**Introduction**

La politique monétaire et budgétaire joue un rôle très important dans l'économie du pays, raison pour laquelle, nous avons opté pour la recherche dans le sujet.

À partir de cette étude, nous tentons de quantifier économétriquement la contribution de la masse monétaire et les dépenses publiques dans la croissance économique, ce facteur économique qui est mesuré essentiellement par l'indicateur PIB qui détermine le rendement annuel de la production.

Pour atteindre cet objectif, l'étude s'appuie sur la modélisation (VAR) proposée par SIMS (1989), elle permet d'étudier :

- La stationnarité des variables du modèle, sachant que la stationnarité des variables est un élément essentiel pour la construction d'un modèle de type VAR ;
- Tester s'il existe une relation de Co-intégration.
- Etudier s'il existe des relations de causalité de Granger entre les indicateurs de la politique monétaire, budgétaire et la croissance économique.
- La modélisation VAR.

Dans ce contexte, cette étude économétrique va nous permettre de quantifier mathématiquement la contribution de la masse monétaire et les dépenses publiques dans la croissance économique à partir du modèle VAR, ce modèle qui permet d'analyser les effets de la politique économique sur la croissance.

Le travail est structuré en trois parties, nous avons présenté dans la première partie, l'évolution de la masse monétaire et les dépenses publiques en Algérie depuis l'année 2000. Lors de la deuxième partie, nous abordons la méthode économétrique et les données de l'étude récoltées afin d'analyser la contribution de la masse monétaire et les dépenses publiques sur la croissance économique. Enfin, nous analysons les résultats des estimations de l'analyse économétrique avec la modélisation (VAR) pour montrer les effets des indicateurs de la politique monétaire et budgétaire sur la croissance économique durant la période 2000 – 2014.

## 1. L'évolution de la masse monétaire et les dépenses publiques

Les classiques et les monétaristes ont toujours tracé des limites pour la politique économique discrétionnaire en préconisant que ce type de politique aboutira à des tensions inflationniste, alors que les Keynésiens considèrent qu'une politique économique discrétionnaire permet la création de la richesse nationale à partir de la relance économique.

A partir de ce passage, nous tentons d'examiner l'évolution de la masse monétaire et les dépenses publiques en se basant sur une base de données enrichie collectées auprès de la banque mondiale. L'évolution de la masse monétaire et les dépenses publiques et leurs impacts qui vont être schématisés sur le plan économétrique.

### 1.1. La masse monétaire

La masse monétaire est considérée comme un indicateur important de la politique monétaire. Entre 1999 et 2014, l'analyse de l'évolution des composants de la masse monétaire a permis de montrer les tendances suivantes : pour la monnaie, on enregistre une moyenne annuelle de la monnaie de 61.96%, c'est en 2011 qu'on enregistre le plus haut niveau de la monnaie de 71.93%, et c'est en 2003 qu'on enregistre le plus bas niveau de la monnaie de 48.60%.

Par contre, pour la quasi-monnaie, durant la période 1999 – 2014, on enregistre une moyenne annuelle de la quasi-monnaie de 38.03%, c'est en 2003 qu'on enregistre le plus haut niveau de la quasi-monnaie de 51.40%, et c'est en 2011 qu'on enregistre le plus bas niveau de la monnaie de 28.07%.

**Tableau 1 : L'évolution de la masse monétaire (En Milliard de dinar)**

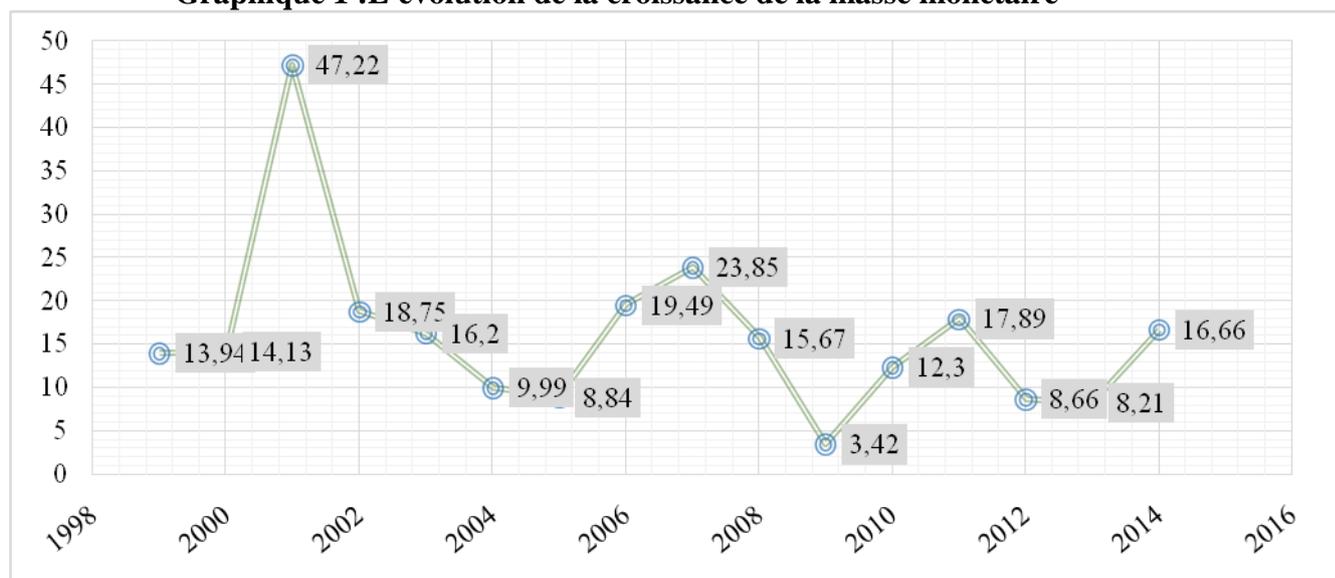
Année	La masse monétaire	Monnaie	Quasi-monnaie	Croissance de la masse monétaire (%)
1999	1789,4	905,2	884,2	13,94

2000	2022,5	1048,2	974,3	14,13
2001	2473,5	1238,5	1235	47,22
2002	2901,5	1416,3	1485,2	18,75
2003	3354,4	1630,4	1724	16,20
2004	3738	2160,5	1577,5	9,99
2005	4157,6	2421,4	1736,2	8,84
2006	4933,7	3167,6	1766,1	19,49
2007	5994,6	4233,6	1761	15,67
2008	6955,9	4964,9	1991	3,42
2009	7173,1	4944,2	2228	12,30
2010	8280,7	5756,4	2524,3	17,89
2011	9929,2	7141,7	2787,5	8,66
2012	11015,1	7681,5	3333,6	8,21
2013	11941,5	8248,8	3691,7	16,66
2014	13663,9	9580,2	4083,7	16,66

Source : La banque d'Algérie, rapport 2003 – 2005 – 2010 – 2014 et la banque mondiale

Mais la courbe du taux de la croissance de la masse monétaire sur cette période montre de fortes variations d'une période à l'autre. Entre 1999 et 2009, ce taux a varié entre 03 % et 47.22 %, taux enregistré en 2003, record jamais encore atteint jusqu'à présent.

**Graphique 1 :L'évolution de la croissance de la masse monétaire**



Source : Construit à partir des données de la banque d'Algérie, rapport 2003 – 2005 – 2010 – 2014 et la banque mondiale

Le graphique 1 montre que ce taux a connu une chute régulière entre 2001 et 2009, date à partir de laquelle il commence à croître sans dépasser les 20 %. Cette chute du taux de croissance de la masse monétaire en 2009 peut être expliquée par la baisse des avoirs extérieurs nets à (6.24%) qui a résulté du choc externe, celle-ci qui a peut être traduite par une crise économique mondiale en 2009. En Algérie, cet agrégat est considéré comme la principale source de croissance monétaire mais elle n'a pas alimenté le processus de création monétaire en 2009. Par contre, le plus haut niveau du taux de croissance de la masse monétaire en 2001 peut être expliqué d'une part par la hausse des avoirs extérieurs nets à

(68.94%) et, d'autre part, par la mise en place d'un programme triennal de soutien à *la relance de l'économie* durant l'année de 2001.

### 1.2. Les dépenses publiques

En matière de dépenses publiques, le tableau suivant est une représentation chiffrée des faits économiques construits à partir de deux variables ' ' dépenses courantes, dépenses en capital ' '. Le tableau représente l'évolution des dépenses budgétaires totales durant la période 2000 – 2014.

**Tableau 2 : Les dépenses publiques (courantes - en capital) en milliard de dinars**

Année	Dépense courantes	Dépenses en capital
2000	838,9	339,2
2001	798,6	522,4
2002	975,6	575
2003	1138,1	628,1
2004	1223,8	608
2005	1245,1	806,9
2006	1437,9	1015,1
2007	1673,9	1434,6
2008	2227,3	1948,4
2009	2300	1946,3
2010	2659	1807,9
2011	3879,2	1974,4
2012	4782,8	2275,5
2013	4204,3	1887,8
2014	4486,3	2483,8

Source : La banque d'Algérie, rapport 2004 – 2008 – 2013 – 2014

D'après le tableau ci-dessus, nous remarquons que les dépenses en capital ont connu une tendance à la hausse durant toute la période de 2000 – 2014, elles ont enregistré 2483.8 milliards de dinars en 2014 contre 1887.8 milliards de dinars en 2013.

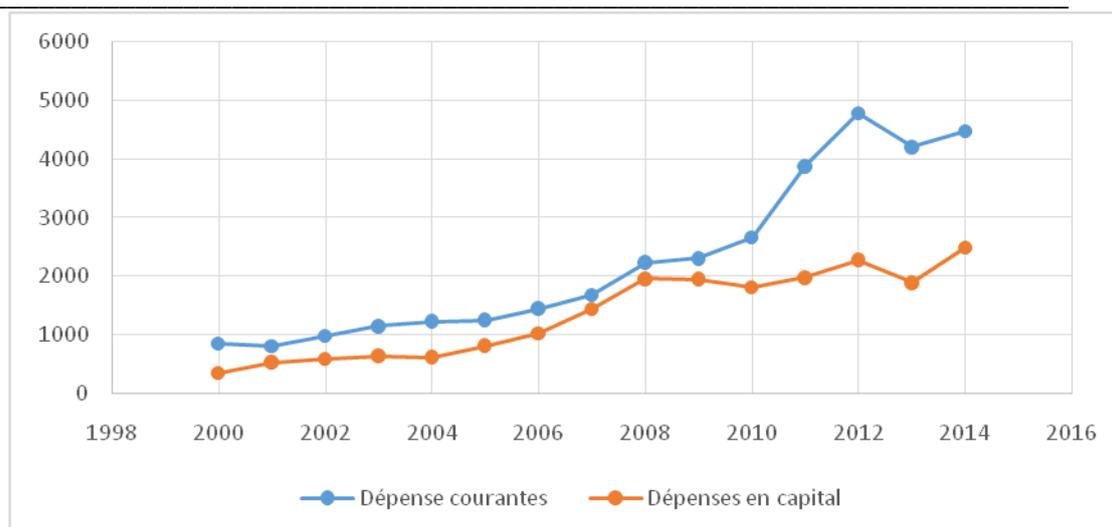
Enregistrons un pic positif de 16.59% en 2014 et un second négatif mesuré de 15.61% en 2013.

Pour les dépenses courantes, nous enregistrons 4204.3 milliards de dinars de dépenses courantes en 2013, soit une baisse de 578.5 milliards de dinars.

Par contre, l'année 2014 est caractérisée par une augmentation de 282 milliards de dinars. D'après le rapport de la banque d'Algérie (2014), « cette augmentation des dépenses courantes (+354,8 milliards de dinars) résulte principalement de celle des transferts courants, y compris les services de l'administration (246,5 milliards de dinars) et dans une moindre mesure de celle des dépenses de personnel (131,3 milliards de dinars) ».

Ces dépenses courantes ne représentent que 64.27% du total des dépenses budgétaires contre 69.01% en 2013.

**Graphique 2 : Les dépenses budgétaires (courant - en capital) en milliard de dinars**



Source : Figure élaboré par l'auteur selon des données de la banque d'Algérie, rapport 2004-2008-2013-2014

## 2. Détermination du modèle utilisé dans l'étude

L'objectif de cette étude est de déterminer la contribution de la masse monétaire et les dépenses publiques dans la croissance économique en Algérie durant la période 2000 – 2014, cette détermination va être élaborée économétriquement à partir d'une estimation vectorielle autorégressive. Afin de mener cette étude nous avons inclus trois variables essentielles dans notre modèle, à savoir : la variable à expliquer 'le PIB' et les variables explicatives la masse monétaire, les dépenses publiques et l'inflation.

Cette étude a été effectuée à partir des séries économiques disponibles (2000-2014), notamment celles de l'Office national des statistiques (ONS), celles de la Banque d'Algérie, et enfin celles de la Banque mondiale. La période d'estimation s'étale de 2000 à 2014, dont les données sont exprimées annuellement, soit 15 observations.

Le modèle prend la formule mathématique générale suivante :

$$\text{PIB} = F(\text{MM2}, \text{TINF}, \text{DEP})$$

Où :

PIB : la valeur du produit intérieur brut réel.

MM2 : la masse monétaire.

TINF : la valeur du taux d'inflation, prise en pourcentage.

DEP : Les dépenses budgétaires courantes.

Le choix des variables est déterminé par la théorie économique mais aussi par des considérations liées aux données.

Après avoir spécifié le modèle économique, le modèle devient dans sa formule mathématique probabiliste

$$\text{PIB} = B_0 + B_1 \text{MM2} + B_2 \text{TINF} + B_3 \text{DEP} + u$$

Ce modèle économétrique pourrait s'écrire sous la forme logarithmique de la manière suivante :

$$\text{LNPIB} = B_0 + B_1 \text{LNMM2} + B_2 \text{LNTINF} + B_3 \text{LNDEP} + u$$

Où :

$u_t$  : le terme d'erreur à l'année t.

$B0, B1, B2, B3$ : Des paramètres (des coefficients de pondération) du modèle économique.

### 3. Les résultats des estimations de l'analyse économétrique en utilisant la modélisation (VAR)

Afin d'élaborer un modèle VAR, la première étape est l'étude de la stationnarité des séries de données. De ce fait, l'analyse des séries temporelles est donc le moyen le plus approprié pour conduire notre étude.

#### 3.1. Etude de la stationnarité

Dans le cadre de l'utilisation des séries temporelles dans un modèle VAR, il est essentiel que toutes les variables soient stationnaires. Pour cela, avant tout traitement économétrique, il faut s'assurer de la stationnarité des variables afin d'éviter les problèmes de régressions fallacieuses.

En appliquant la méthode de racine unitaire d'Augmented Dickey-Fuller, l'étude de la stationnarité montre d'une part que le taux d'inflation est stationnaire en niveau et d'autre part, que certaines variables ne sont pas stationnaires à l'exemple des dépenses publiques, le produit intérieur brut et la masse monétaire. Ces variables ont été stationnalisées en prenant leur différence première. Les résultats de l'étude de stationnarité des variables sont représentés dans le tableau ci-dessous :

**Tableau 3.** Résultat du test de stationnarité (Test ADF)

	NIVEAU		1ère différence	
<b>LNDEP</b>	-2.216657	0.4111	-4.656515	0.0047
<b>LNMM2</b>	-1.088712	0.7341	-3.424578	0.0012
<b>LNTINF</b>	-5.428392	0.0008		
<b>LNPIB</b>	-2.034971	0.5188	-3.671641	0.0174

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel EVIEWS 8.0

#### 3.2. Test de cointégration de Johansen

Le test de cointégration de Johansen est considéré comme un outil de vérification de l'existence d'une relation de cointégration entre les variables intégrées.

Selon les résultats obtenus de l'analyse de la stationnarité des variables de notre modèle, ces dernières ne sont pas intégrées du même ordre : [LNDEP, LNMM2, LNPIB] sont intégrées d'ordre un, 1(1) alors que la variable [LNTINF] est intégré d'ordre zéro, 1(0). Donc, on peut dire que ces résultats nous montrent que les variables de notre modèle empirique sont stochastiques, alors nous concluons qu'il n'y a pas de relation de cointégration au sens de Granger. De ce fait, puisqu'il n'y a pas de relation de cointégration au sens de Granger, on ne peut pas construire un modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM). Pour cela, le modèle vectoriel autorégressif (VAR) sera notre modèle d'analyse.

#### 3.3. Détermination du nombre de retards optimal

L'effectuation du modèle (VAR), nécessite la détermination du nombre de retard optimal. De ce sens, d'après R. Bourbonnais (2015), « lorsque la valeur  $h$  du nombre de retards du modèle est inconnue, il existe des critères statistiques permettant de la

déterminer ». Dans notre étude, le tableau suivant donne les valeurs des deux critères après l'estimation des modèles jusqu'à l'ordre de 2 :

**Tableau 4.** Détermination du nombre de retards optimal

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: D(LNPIB) D(LNDEP) D(LNMM2) LNTINF  
 Exogenous variables: C  
 Date: 06/04/16 Time: 22:47  
 Sample: 2000 2014  
 Included observations: 13

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	37.11038	NA	7.22e-08	-5.093905	-4.920075	-5.129635
1	62.91380	31.75805*	1.88e-08*	-6.602123*	-5.732970*	-6.780773*

\* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel EVIEWS 8.0

On se basant sur les critères d'Akaike et de Schwarz qui minimisent les critères d'informations, on retient le système VAR d'ordre 1 car la valeur -6.6021 est qualifiée la plus faible.

#### 4. La modélisation VAR

Les modèle VAR représentent une méthodologie statistique utilisée dans l'analyse des séries temporelles, la modélisation AVR est proposée par SIMS (1989) comme une alternative aux modèles à équation uniques et aux modèles à équations simultanées. Rappelons qu'un modèle à équation unique est construit sur la base d'une série unique, et soulignons que la prévision dans ce cas concerne une seule variable qui représente le facteur prédicteur pour l'économètre dénommant le modèle par le modèle linéaire où les erreurs de prévision influence le résultat d'étude selon la série chronologique prise en compte. (N. GUJARATI, D. 2004)

Pas mal d'études économétriques ont été élaborées sur l'économie américaine en utilisant les méthodes de régression à équations simultanées, ce type de modèle a été qualifié non performant en argumentant le fait par les prévisions non pertinentes des politiques économiques, ce qui a aboutit à une crise des pays exportateurs du pétrole, le contre choc pétrolier de 1973 et 1979. La non efficacité de ce type de prévision s'articule dans la variation des paramètres insérés dans le modèle économétrique. « Par exemple, en octobre 1979, la Fed modifie spectaculairement sa politique monétaire. Au lieu d'avoir pour objectif principal la fixation du taux d'intérêt, elle annonça que désormais elle contrôlerait la croissance de la masse monétaire. Face à un changement si prononcé, un modèle économétrique estimé à partir de données passées n'aurait que peu de valeur face à la nouvelle politique. »<sup>1</sup>

<sup>1</sup> DORMONT, B. (1999), *introduction à l'économétrie*, éditions MONTCHRESTIEN, Paris. p827.

Dans notre étude, et partant que les séries [LNMM2, LNDEP, LNPIB, LNTINF] étant stationnaires, il est donc possible de les modéliser par des processus VAR. Le tableau suivant présente les résultats de l'estimation de la modélisation (VAR) avec un retard, c'est-à-dire VAR(1) :

**Tableau 5 : La modélisation (VAR)**

Vector Autoregression Estimates  
 Date: 06/04/16 Time: 22:46  
 Sample (adjusted): 2002 2014  
 Included observations: 13 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	D(LNPIB)	D(LNDEP)	D(LNMM2)	LNTINF
D(LNPIB(-1))	1.556087 (0.54265) [ 2.86756]	-3.678038 (1.79227) [-2.05216]	3.249956 (1.43171) [ 2.26999]	-0.530652 (2.04586) [-0.25938]
D(LNDEP(-1))	0.132517 (0.04935) [ 2.68538]	-0.128606 (0.16298) [-0.78907]	0.151473 (0.13020) [ 1.16343]	0.298658 (0.18605) [ 1.60530]
D(LNMM2(-1))	-0.897074 (0.25906) [-3.46283]	1.854193 (0.85562) [ 2.16708]	-1.897156 (0.68349) [-2.77571]	0.650505 (0.97668) [ 0.66604]
LNTINF(-1)	-0.273187 (0.08410) [-3.24852]	-0.152974 (0.27775) [-0.55076]	-0.629040 (0.22187) [-2.83512]	0.364408 (0.31705) [ 1.14937]
C	0.185170 (0.05220) [ 3.54723]	0.392949 (0.17241) [ 2.27915]	0.321521 (0.13772) [ 2.33451]	0.292123 (0.19680) [ 1.48433]
R-squared	0.706176	0.507469	0.583172	0.411377
Adj. R-squared	0.559264	0.261203	0.374758	0.117065
Sum sq. resids	0.025595	0.279207	0.178166	0.363806
S.E. equation	0.056563	0.186818	0.149234	0.213250
F-statistic	4.806799	2.060657	2.798143	1.397759
Log likelihood	22.05070	6.518681	9.438717	4.798343
Akaike AIC	-2.623185	-0.233643	-0.682880	0.031024
Schwarz SC	-2.405897	-0.016355	-0.465591	0.248312
Mean dependent	0.107365	0.128053	0.118051	0.523257
S.D. dependent	0.085201	0.217348	0.188731	0.226948
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.13E-09		
Determinant resid covariance		7.35E-10		
Log likelihood		62.91380		
Akaike information criterion		-6.602123		
Schwarz criterion		-5.732970		

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel EVIEWS 8.0

D'après l'application de la modélisation VAR(1), ce qui nous intéresse en fait dans cette estimation c'est d'exprimer l'équation de la croissance économique réelle en fonction des autres variables du modèle.

**Tableau 6. L'équation de la croissance économique**

Dependent Variable: D(LNPIB)  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/04/16 Time: 22:49  
 Sample (adjusted): 2002 2014  
 Included observations: 13 after adjustments  
 D(LNPIB) = C(1)\*D(LNPIB(-1)) + C(2)\*D(LNDEP(-1)) + C(3)\*D(LNMM2(-1))  
 + C(4)\*LNTINF(-1) + C(5)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.556087	0.542653	2.867556	0.0209
C(2)	0.132517	0.049347	2.685380	0.0277
C(3)	-0.897074	0.259058	-3.462828	0.0085
C(4)	-0.273187	0.084096	-3.248518	0.0117
C(5)	0.185170	0.052201	3.547234	0.0075

R-squared	0.706176	Mean dependent var	0.107365
Adjusted R-squared	0.559264	S.D. dependent var	0.085201
S.E. of regression	0.056563	Akaike info criterion	-2.623185
Sum squared resid	0.025595	Schwarz criterion	-2.405897
Log likelihood	22.05070	Hannan-Quinn criter.	-2.667848
F-statistic	4.806799	Durbin-Watson stat	0.894459
Prob(F-statistic)	0.028507		

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel EVIEWS8.0

Pour cela, et d'après les résultats de la modélisation VAR (1), nous concluons que les coefficients des variables suivant : la masse monétaire, les dépenses publiques et le taux d'inflation sont significatifs de sorte que la valeur  $t$  de *Student* de ces coefficients est supérieure –en valeur absolue– à la valeur critique lue dans la table de *Student* pour un seuil  $\alpha = 5\%$  soit 2.145. Cependant, notre modèle demeure toujours significatif car la statistique de *Fisher* calculée est supérieure à la valeur théorique.

## 5. Interprétation économétrique

### Test de significativité globale

L'estimation de notre modèle VAR(1) montre que cette équation est globalement significative avec ( $R^2 = 0.55$ ), c'est-à-dire 55.82% puisqu'elle peut expliquer la variation de la croissance économique. En plus, le modèle VAR(1) de l'équation D(LNPIB) est significative car (F-statistique = 4.80 > F-statistique 5% du tableau). Donc, nous pouvons dire que notre modèle est globalement significatif.

### Test de significativité des variables du modèle empirique

- La masse monétaire : la valeur de t-Student de la masse monétaire est supérieure à 2.145 (valeur de t-Student tabulée) avec un retard. Donc, on peut dire que la variable masse monétaire est une variable non déterminante dans l'explication de la croissance économique réelle en Algérie, et cette dernière est jugée significative.

- Les dépenses publiques : la valeur de t-Student des dépenses est supérieure à 2.145 (valeur de t-Student tabulée) avec un retard. Donc, on peut dire que la variable des dépenses est une variable déterminante et explicative de la croissance économique réelle en Algérie (variable significative).

- Le taux d'inflation : la valeur de t-Student du taux d'inflation est supérieure à 2.145 (valeur de t-Student tabulée) avec un retard. Donc, on peut dire que la variable du taux d'inflation est une variable déterminante dans l'explication de la croissance économique réelle en Algérie, elle est significative.

## 6. Interprétation économique

D'après les résultats obtenus, nous avons pu observer une influence positive et significative des dépenses budgétaires retardées d'une période sur la croissance économique sachant que cette variable est considérée comme un élément très important et déterminant de la croissance économique. Une augmentation de 1% des dépenses budgétaires entraîne une augmentation de 0,13 de la croissance économique. Un impact positif des dépenses publiques sur la croissance économique qui explique l'augmentation de l'appareil productif suite aux investissements publics menés par l'Etat. Ces investissements vont créer de la richesse à partir de l'amélioration du niveau de la production et la création des postes d'emploi.

En plus, la masse monétaire retardée d'une période ont une influence négative sur la croissance économique. Une augmentation de 1% de la masse monétaire entraîne une diminution de 0.89 de la croissance économique.

Par ailleurs, le taux d'inflation a une influence négative sur la croissance économique, une augmentation de 1% du taux d'inflation entraîne une diminution de 0.27 de la croissance économique. Un effet négatif de l'inflation sur la croissance économique, effet qui traduit la nuisance et le contraindre du facteur inflation sur le niveau de la croissance, sachant que, suite à une acuité inflationniste, les autorités monétaires interviennent par la réduction de l'offre de monnaie en augmentant les taux d'intérêt ; en revanche cette augmentation des taux d'intérêt va contraindre l'investissement en limitant ce dernier et en aboutissant à un recul de la production.

## 7. Test de causalité de granger

Le teste de Granger nous permet d'étudier les variables qui causent la croissance économique (PIB). Pour cela, le tableau suivant montre l'étude des tests de causalité entre les séries, elle aboutit aux résultats suivants :

**Tableau 7 : Test de causalité de Granger**

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 06/02/16 Time: 00:57

Sample: 2000 2014

Included observations: 13

Dependent variable: D(LNPIB)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNDEP)	21.45045	1	0.0000
D(LNMM2)	0.004395	1	0.9471
LNTINF	7.768021	1	0.0053

Source : Résultats obtenus à partir du logiciel EVIEWS 8.0

D'après le tableau au-dessous, la politique budgétaire et monétaire causent la croissance économique, à travers les indicateurs [les dépenses publiques et le taux d'inflation]. Pour cela, on a remarqué que l'hypothèse selon laquelle [D(LNDEP)] ne cause pas [D(LNPIB)] au sens de Granger est rejetée au seuil de 5%. La probabilité associée est de 0.0000, elle est inférieure

au seuil statistique de 5%, ce qui explique que [D(LNDEP)] cause au sens de Granger [D(LNPIB)], il s'agit donc d'une causalité unidirectionnelle et, d'autre part, l'hypothèse selon laquelle [LNTINF] ne cause pas [D(LNPIB)] au sens de Granger est rejetée au seuil de 5%. La probabilité associée est de 0.0053, elle est inférieure au seuil statistique de 5%, ce qui explique que [LNTINF] cause au sens de Granger [D(LNPIB)], il s'agit donc d'une causalité unidirectionnelle. Par ailleurs l'hypothèse selon laquelle [LNMM2] ne cause pas [D(LNPIB)] au sens de Granger est retenue (une probabilité supérieure au seuil statistique).

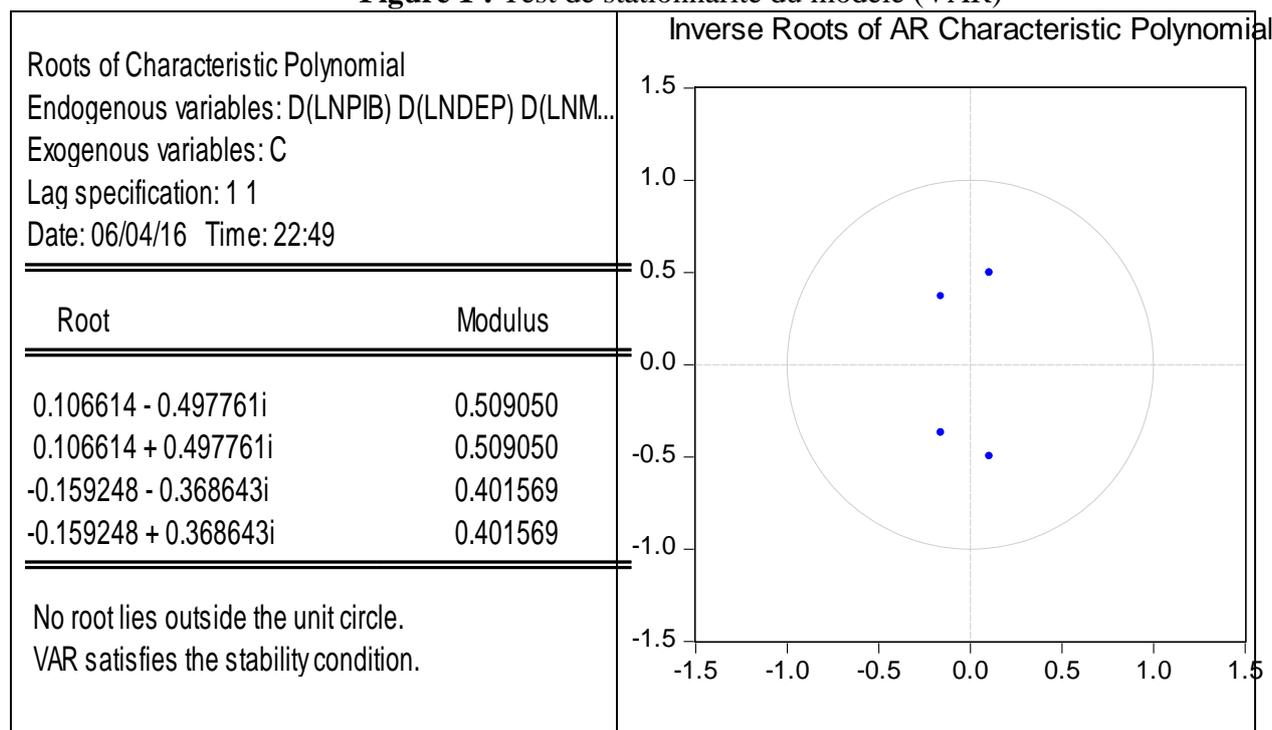
Donc, ces résultats montrent l'existence d'une causalité unidirectionnelle des dépenses publiques et du taux d'inflation vers la croissance économique ce qui confirme l'importance de la politique budgétaire et monétaire dans l'économie Algérienne.

## 8. Test de validation du modèle empirique

Après avoir estimé un modèle VAR, il faut vérifier si le modèle représente de manière appropriée la dynamique des variables modélisées.

### Etude de la Stationnarité de VAR

Figure 1 : Test de stationnarité du modèle (VAR)



Source : Résultats obtenus à partir du logiciel EVIEWS 8.0

D'après les résultats obtenus, nous retenons que l'inverse des racines associées à la partie AR appartient au cercle unité, c'est-à-dire que le modèle VAR (1) est stationnaire car toutes les valeurs propres se situent à l'intérieur du cercle unité. Donc la condition de stationnarité est vérifiée et le modèle VAR est bien stationnaire.

### VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations

D'après les résultats obtenus de ce test, on accepte l'hypothèse nulle de non-autocorrélation des erreurs car p-value des Q-Stat et Q-Stat ajusté sont supérieures à 0.05.

**Tableau 8 :** Test d'autocorrélation (VAR Residual Portmanteau)

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations  
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h  
 Date: 06/04/16 Time: 22:50  
 Sample: 2000 2014  
 Included observations: 13

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	15.36319	NA*	16.64346	NA*	NA*
2	31.62411	0.0112	35.86090	0.0030	16
3	47.11583	0.0414	56.00014	0.0054	32
4	54.88043	0.2301	67.21568	0.0349	48

\*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.  
 df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

**Source :** Résultats obtenus à partir du logiciel EVIEWS 8.0

### Test de normalité

D'après les résultats obtenus de ce test, la P-value de notre modèle est égale à 0,9632 >5%. On conclut donc que la majorité des variables suivent la loi normale.

**Tableau 9 :** Résultat du test de Normalité

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.314040	2	0.5184
2	0.301496	2	0.8601
3	0.278312	2	0.8701
4	0.573584	2	0.7507
Joint	2.467432	8	0.9632

**Source :** Résultats obtenus à partir du logiciel EVIEWS 8.0

### **Conclusion**

L'objectif de cet article s'articule dans la contribution de la masse monétaire et les dépenses publiques dans la croissance économique en Algérie durant la période (2000-2014), une étude économétrique qui nous a aboutit aux résultats suivants :

- **Test de student**

Les valeurs de t-student des séries DEP [2.68], MM2 [3.46]<sup>\*2</sup>, TINF [3.25]<sup>\*</sup> sont des valeurs supérieures à 2.145 (valeur de t-student tabulée) avec un retard, ce qui traduit que ces variables sont des variables déterminantes dans l'explication de la croissance économique en Algérie en les jugeant, variables significatives ;

- **Test de Fischer**

Le modèle empirique est significatif car la statistique F est de 4.81, une probabilité supérieure à 5% ;

<sup>2</sup> Valeur absolue

- **Test de stationnarité**  
Les séries temporelles [DEP], [PIB] et [MM2] sont stationnaires qu'après leurs différences premières et la série [INF] l'est en niveau ;
- **Test de cointégration**  
Il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables du modèle empirique ;
- **Test de causalité de Granger**  
L'existence d'une causalité unidirectionnelle entre les séries temporelles [DEP/PIB] et [INF/PIB];
- **Estimation VAR**  
L'estimation économétrique nous a permis de constater économétriquement les points essentiels suivant:
  - ✓ Une augmentation de 1% des dépenses budgétaires entraîne une augmentation de 0,13 de la croissance économique.
  - ✓ Une augmentation de 1% de la masse monétaire entraîne une diminution de 0.897 de la croissance économique.
  - ✓ Une augmentation de 1% du taux d'inflation entraîne une diminution de 0.27 de la croissance économique.

L'estimation économétrique montre que la série du taux d'inflation est stationnaire en niveau. Par contre, les variables dépenses publiques, la masse monétaire et produit intérieur brut sont stationnaires en différence première. Ainsi, il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables du modèle empirique. En plus, l'estimation de notre modèle VAR(1) montre que l'équation de la croissance économique est significative avec ( $R^2= 0.55$ ), une indexation de 55% qui explique la variation de la croissance économique. Cependant, les résultats montrent l'existence d'une causalité unidirectionnelle des variables exogènes : les dépenses publiques et taux d'inflation vers la variable endogène 'croissance économique'. De ce fait, les résultats montrent que la politique monétaire et la politique budgétaire jouent un rôle modeste dans la détermination de la croissance en Algérie.

### Références bibliographiques

- [1] **BARRAN, P.A.** (1970), *économie politique de la croissance*, édition François Maspero, 2<sup>ème</sup> édition, Paris.
- [2] **BATAILLARD, P. & REVERDY, R.** (1972), *éléments d'économie politique*, Tome 1, les éditions Foucher, Paris.
- [3] **BENASSY-QUERE, A. COEURE, B. JACQUET, P. & PISANI-FERRY, J.** (2009), *politique économique préface d'Olivier BLANCHARD*, édition DE BOECK, 2<sup>e</sup> édition, Belgique.
- [4] **BENISSAD, H.** (1994), *Algérie : Restructurations et réformes économiques (1979-1993)*, édition OPU, Alger.
- [5] **BOUZIDI, A.** (1999), *les années 90 de l'économie algérienne : les limites des politiques conjoncturelles*, édition ENAG, Alger.
- [6] **BOURBONNAIS, R.** (2015), *Econométrie : cours et exercices corrigés*, édition DUNOD, 9<sup>ème</sup> édition, France.

- [7] **BENACHENHOU, A.** (1980), *planification et développement en Algérie 1962-1980*, édition de la presse de l'EN, Alger.
- [8] **BERNARD, L.** (1998), *leçons de politiques budgétaires*, édition DEBOCK, Belgique.
- [9] **CASIN, PH.** (2013), *Exercices d'économétrie et d'analyse de données*, édition TECHNIP, Paris.
- [10] **DAHMANI, A.** (1999), *l'Algérie à l'épreuve : Economie politique des réformes 1980-1997*, préface de CHAVANCE, B. édition L'HARMATTAN, France.
- [11] **DENIDENI, Y.** (2002), *la pratique du système budgétaire de l'Etat en Algérie*, édition Office des Publications Universitaires, Ben-Aknoun, Alger.
- [12] **DERUEL, F.** (1997), *finances publiques : budget et pouvoir financier*, édition DALLOZ, 12<sup>ème</sup> édition, France.
- [13] **DUFRENOT, G. HOUESSO, E. NONFODJI, E.** (2007), *politique budgétaire et dette dans les pays de l'UEMOA*, préface de FREDERIC A.KORSAGA, édition ECONOMICA, Paris.
- [14] **DORMONT, B.** (1999), *introduction à l'économétrie*, éditions MONTCHRESTIEN, Paris. p827.
- [15] **DORMONT, B.** (2007), *introduction à l'économétrie*, éditions MONTCHRESTIEN, 2<sup>ème</sup> édition, Paris.
- [16] **GUITTON, H.** (1964), *statistique et économétrie*, édition DALLOZ, 3<sup>ème</sup> édition, Paris.
- [17] **HIRECHE, A.** (1989), *Algérie : l'après pétrole – quelles stratégies pour 1995-2010 ?*, édition L'HARMATTAN, France.
- [18] **HELLER, W. & al** (1969), *politique budgétaire et équilibre économique : leçons du passé problèmes et perspective*, publication de l'OCDE, Paris.
- [19] **LERETAILE, L.** (1972), *les choix budgétaires*, édition Presse Universitaire de France, 1<sup>ère</sup> édition, France.
- [20] **PAGE, A.** (1979), *économie politique (2<sup>e</sup> année) : monnaie-répartition relations internationales*, édition DALLOZ, 4<sup>ème</sup> édition, Paris.
- [21] **LABROUSSE, CH.** (1972), *introduction à l'économétrie*, édition DUNOD, Paris.
- [22] **N. GUJARATI, D.** (2004), *économétrie*, édition DEBOECK, traduction de la 4<sup>ème</sup> édition américaine par Bernard BERNIER, Belgique.
- [23] **STOCK, J. & collectif** (2012), *principes d'économétrie*, édition PEARSON, 3<sup>ème</sup> édition, France.

### Liste des tableaux

Tableau 2 : L'évolution de la masse monétaire (En Milliard de dinar)

Tableau 2 : Les dépenses publiques (courantes - en capital) en milliard de dinars

Tableau 3. Résultat du test de stationnarité (Test ADF)

Tableau 4. Détermination du nombre de retards optimal

Tableau 5 : La modélisation (VAR)

Tableau 6. L'équation de la croissance économique

Tableau 7 : Test de causalité de Granger

Tableau 8 : Test d'autocorrélation (VAR Residual Portmanteau)

Tableau 9 : Résultat du test de Normalité

**Liste des figures**

Figure 1 : Test de stationnarité du modèle (VAR)

**Liste des graphiques**

Graphique 1 :L'évolution de la croissance de la masse monétaire

Graphique 2 : Les dépenses budgétaires (courant - en capital) en milliard de dinars.