

POLITIQUE MONETAIRE ET INFLATION

Bourioune Tahar
Maître assistant A
Université de Sétif
wbourioune@yahoo.fr

Received date : 23/09/2018

Accepted paper :12/02/2018

Abstract:

Abstract:Economic policies are of paramount importance in macroeconomics. We propose to study the effect of an increase in money supply on inflation in Algeria, based on data 2006:Q1 - 2016:Q4, by means of impulses response function IRF and the variance decomposition VD of the VAR / VECM model. According to our results, the impact of the monetary shock would be appreciable, would have an immediate impact on the general level of prices and would persist over time. This reinforces the Keynesian assertion.

Key Words: MONETARY POLICY, INFLATION, VECM, IRF.

الملخص:

السياسات الاقتصادية ذات أهمية قصوى في الاقتصاد الكلي. نقترح دراسة تأثير زيادة العرض النقدي على التضخم في الجزائر ، استناداً إلى بيانات عام 2006: الربع الأول - 2016: الربع الرابع ، عن طريق وظائف الاستجابة VAR/VECM وتحليل تباين نموذج النبضية وفقاً لنتائجنا ، سيكون تأثير الصدمة النقدية ملموساً ، ومن التداعيات الفورية على المستوى العام للأسعار واستمرارها بمرور الوقت. هذا يعزز التأكيد الكينزي.

الكلمات المفتاحية: السياسة النقدية، التضخم، وظائف الاستجابة النبضية IRF، نموذج تصحيح الخطأ VECM

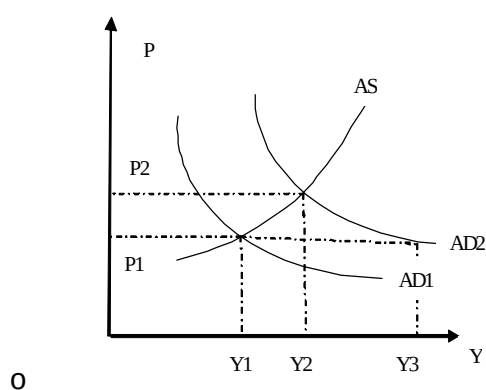
I. INTRODUCTION

En macro-économie, les keynésiens, contrairement aux classiques, affirment qu'une politique monétaire expansionniste aurait des effets positifs sur l'activité économique dans le court terme (Levacic, 1982).

Les politiques monétaires et budgétaires sont alors les instruments privilégiés des autorités monétaires pour relancer la demande globale (AD) (Dwivedi, 2010 ; Mishkin, 2015). La banque centrale (BC) contrôle la masse monétaire (M) via le taux d'intérêt (i). En cas d'une politique monétaire expansionniste, la BC diminue i qui implique une augmentation de l'investissement (I) et par suite AD. Ceci induit un revenu d'équilibre plus grand (soit Y3, fig.01).

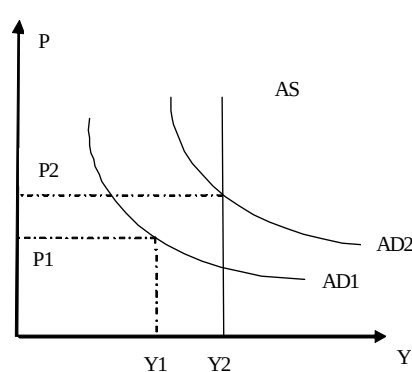
Devant la réduction du chômage, les travailleurs revendiquent une hausse des salaires et les entreprises augmentent alors les prix, ce qui se traduit par une hausse moins grande du revenu d'équilibre (soit Y2, fig.01). En résumé, toute augmentation de M doit s'accompagner d'une augmentation de l'offre globale AS. Autrement dit, si l'économie rencontre des problèmes de structure d'AS à l'instar du système algérien, l'augmentation de M se répercute totalement en augmentation des prix et donc en inflation (fig.02)

fig.01 Effet ΔM , AS variable



Source: l'auteur

fig.02 Effet ΔM , AS fixe



Source: l'auteur

Est-ce vraie qu'une politique monétaire expansionniste se traduirait dans le cas de l'économie algérienne totalement en inflation ? C'est cette affirmation keynésienne que nous proposons de vérifier au moyen du modèle VAR/VECM.

La littérature empirique ne fait pas l'unanimité sur la question. Selon (Sadeghi, 2011), il n'y aurait pas d'effet, à court terme, de M2 ni sur le PIB ni sur l'inflation; à long terme, par contre, l'effet se répercuterait totalement en inflation. Pour (Agbonlahor, 2014), l'effet de l'accroissement de M2 se répercuterait sur la croissance du PIB réel seulement. D'après (Hai, 2015), le PIB serait affecté par un choc sur M2 après 5 à 6 trimestres de retards.

O

Le reste de ce papier sera organisé comme suit: La section 2 se consacrera à la la présentation des données puis à la formalisation du modèle VAR/VECM. La section 3 sera dédiée à la spécification du modèle et aux résultats. La section 4 et 5 seront réservées respectivement à la discussion des résultats et à la conclusion.

II. MATERIEL ET MÉTHODES

2.1 DONNEES

La période d'étude, choisie compte tenu des données disponibles, a couvert 96 mois : de janvier 2009 à décembre 2016. Les données Y1, concernant la masse monétaire M2, ont été tirées des statistiques de la banque d'Algérie (BA, 2017) tandis que les données Y2, concernant l'IPC, ont été tirées des collections statistiques de l'office national des statistiques (ONS, 2017). Le prétraitement des données s'est limité à leur dessaisonalisation en Y1SA et Y2SA.

2.2 MODÈLE

Le modèle VAR(p) est un modèle AR(p) multivarié où le passé de la variable vectorielle X_t est l'unique explicative (Martin, 2012 ; Lutkepohl, 2005). Un processus stochastique vectoriel $\{X_t\}_{t \in \mathbb{Z}}$ de dimension $(n, 1)$ admet une représentation générale VAR(p) si :

$$\Phi(L) X_t = c + \varepsilon_t$$

où c est un vecteur de constantes
(n,1)

$$\Phi(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i L^i \quad (1.6)$$

Φ_i satisfait $\Phi_0 = I_n$ et $\Phi_p \neq 0_n \quad \forall i \in \overline{0,p}$
(n,n)

$\varepsilon_t \square \text{iid } (0_n, \Omega)$,
(n,n)

Ω : symétrique d.p.
(n,n)

$X_t(n,1); \quad \varepsilon_t(n,1); \quad \Phi_i(n,n)$

La forme réduite du VAR(p) est:

$$X_t = c - \phi_1 X_{t-1} - \phi_2 X_{t-2} \dots - \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.7)$$

Si le rang 'r' de Φ est tel que : $1 \leq r \leq n-1$, en différenciant l'équation (1.7), on obtient la formule du VECM:

$$\Delta X_t = B_0 + B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_{p-1} X_{t-p+1} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

$$\text{où } \Pi = (\sum_{j=1}^n A_j - I) = \gamma' \beta$$

$$B_i = (\sum_{j=1}^i A_j - I)$$

En introduisant la force de rappel γ dans la formule du VECM, nous obtenons:

$$\Delta X_t = B_0 + B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_{p-1} X_{t-p+1} + \gamma' \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

$$\text{où } \mu_{t-1} = \beta X_{t-1}$$

VAR(p) est un modèle dynamique qui permet d'analyser, au moyen de la fonction de réponse aux impulsions IRF et de décomposition de la variance de l'erreur de prévision DV, l'impact d'un choc monétaire sur l'IPC (et donc l'inflation).

Dans notre étude, Le modèle VAR a été construit à partir de deux variables: la masse monétaire Y1 et l'indice des prix de consommation Y2. La masse monétaire identifie le choc monétaire, l'IPC l'effet induit par ce dernier. Envisageons maintenant la formalisation du modèle et la présentation des résultats

III. RÉSULTATS ET DISCUSSION

3.1 SPÉCIFICATION DU MODÈLE

La spécification du modèle VAR(p) a été réalisée en quatre étapes: stationnarisation des données désaisonnalisées, détermination du retard maximal p^* du modèle, test de cointégration des variables et enfin estimation et validation du modèle.

i/ Stationnarisation des données désaisonnalisées

En entreprenant le test de Dickey Fuller, il est apparu que Y1SA est non stationnaire avec dérive, soit $I(1)+C$ et qu'Y2SA est DS avec trend soit $I(1) + T$.

Par suite DY1SA et DY2SAB ont constitué les séries stationnalisées avec lesquelles nous avons entamé l'étude VAR(p) pour lequel nous avons cherché le retard maximal p^* .

ii/ détermination du retard maximal p^*

Le retard maximal a été estimé à 4 (Tab.01). Ce qui nous a permis d'estimer le modèle VAR(4) et d'entamer le test de cointégration.

Tab.01 VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: DY1SA DY2SAB
Exogenous variables: C
Sample: 2009M01 2016M12
Included observations: 91

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-705.8901	NA	19580.17*	15.55802	15.61321*	15.58029*
1	-705.1977	1.339218	21057.51	15.63072	15.79627	15.69751
2	-702.0327	5.982148	21451.25	15.64907	15.92499	15.76039
3	-696.4120	10.37680	20708.60	15.61345	15.99974	15.76929
4	-689.8586	11.81053*	19591.95	15.55733*	16.05398	15.75770

* 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 : l'auteur à partir d'eviews7

iii/estimation et validation du modèle

Le test de cointégration de JOHANSEN a affirmé l'existence d'une relation de long terme entre les variables Y1 et Y2 (annexe 01). Le modèle VECM optimal comporte 3 retards et 1 équation de cointégration (annexe 02). Ce modèle est stationnaire et stable (annexes 03 à 06). Ceci nous a permis d'amorcer, dans le cadre de ce modèle, l'analyse de l'impact d'un choc monétaire M2 sur la variation de l'IPC.

32. ANALYSE DU CHOC MONÉTAIRE ET RÉSULTATS

Le test de causalité ci-dessous nous indique que la variable Y1 cause Y2 tandis qu'Y2 ne cause pas Y1 (tab.02). L'analyse du choc monétaire débute par l'étude de la fonction de réponse de l'IPC (Y2) à une augmentation d'un écart type des innovations de la masse monétaire Y1.

Tab.02 04 VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Sample: 2009M01 2016M12
Included observations: 91

Dependent variable: D(DY1SA)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DY2SAB)	4.890612	3	0.1800
All	4.890612	3	0.1800

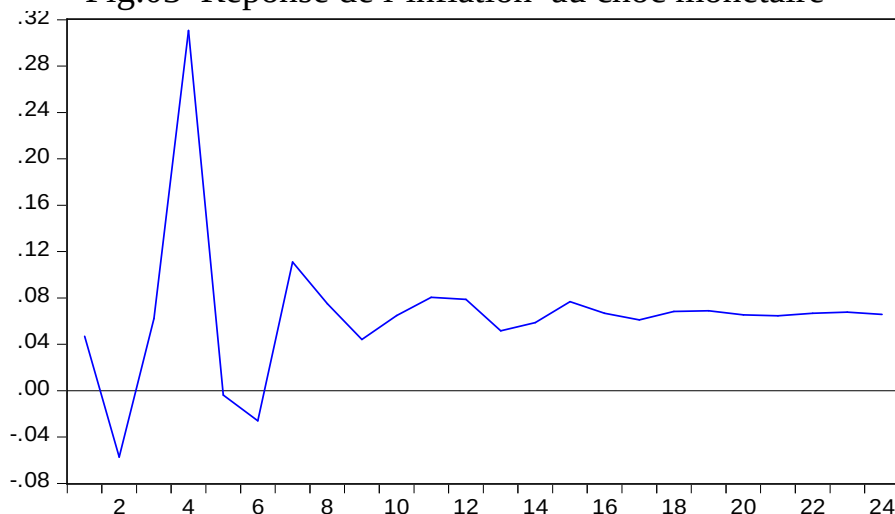
Dependent variable: D(DY2SAB)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DY1SA)	11.34510	3	0.0100
All	11.34510	3	0.0100

Source : l'auteur à partir d'eviews7

- Analyse IRF

La figure 03 illustre l'impact d'une augmentation d' 1 écart type de l'innovation de la masse monétaire Y1 sur l'IPC durant les 24 mois suivants l'amorce du choc émis.

Fig.03 Réponse de l'inflation au choc monétaire



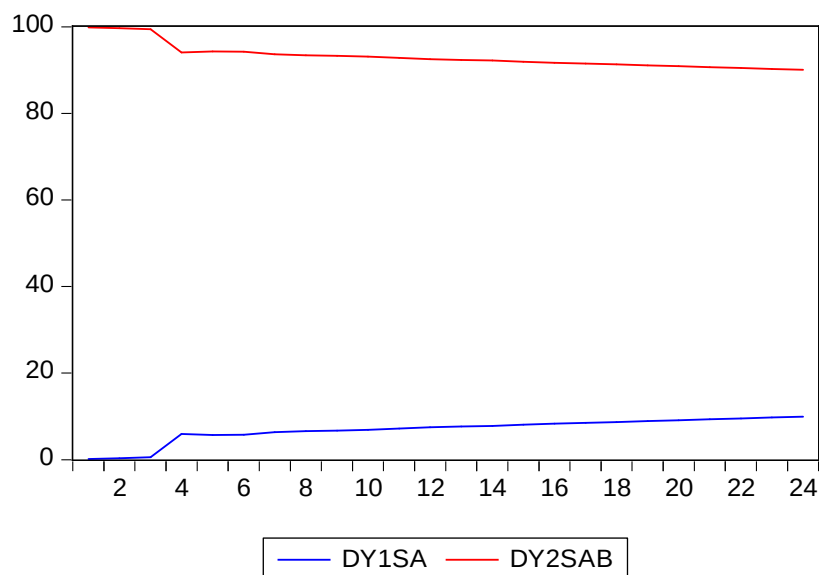
Source :auteur à partir d'eviews7

- Décomposition de la variance DV

La figure 04 illustre la variation de la décomposition de la variance liée à l'impact sur l'inflation Y2 du choc monétaire Y1 sur les 24 mois suivants ce choc.

Fig.04 Décomposition des variances des erreurs VD

Variance Decomposition of DY2SAB



Source :auteur à partir d'eviews7

3.3 DISCUSSION

IV. Selon les résultats de la fonction IRF, L'effet du choc émis sur la masse monétaire est appréciable, de répercussion immédiate sur le niveau

général des prix et persistant dans le temps. Une variation d' 1 écart type de l'innovation de la masse monétaire se répercute sur l'inflation (IPC) par un important pic au 4^{ème} mois puis un moindre pic au 7^{ème} mois pour se stabiliser dans le temps (fig. 04). Ceci est conforme à l'affirmation keynésienne.

V.

VI. Par ailleurs, selon les résultats de la décomposition de la variance des erreurs, la variance de l'erreur de prévision de l'IPC (Y2) est due en moyenne à ses propres innovations à concurrence de 93.03 % et aux innovations de la masse monétaire (Y1) seulement à concurrence de 6.97%. La variance de l'erreur de la masse monétaire (Y1) est due en moyenne à 95.95 % à ses propres innovations et à 4.05 % aux innovations de l'IPC (Y2). Ceci confirme l'exogénéité d'Y1 relativement à Y2.

VII. CONCLUSION

Ce travail a étudié les conséquences probables sur l'inflation de l'annonce par le gouvernement algérien en fin 2017 de recourir à la planche à billet pour lutter contre le tarissement des ressources du trésor public.

Cette étude a été menée à travers le modèle dynamique VECM. Ce dernier nous a permis, à travers ses fonctions IRF et DV, d'apprécier les impacts d'un choc de la masse monétaire M2 sur l'IPC.

Les résultats obtenus ont montré que l'impact du choc monétaire sur l'IPC est appréciable, immédiat et persistant dans le temps.

Après avoir menée une politique budgétaire expansionniste depuis 2001 (plan de soutien à la relance économique PSRE 2001-2003), période caractérisée par une pléthore de ressources monétaires due à l'augmentation du prix de pétrole, l'Algérie, envisage de mener une politique monétaire expansionniste à partir du début 2018 pour pallier à la chute des prix de pétrole. Cette dernière, selon notre étude, n'est pas sans risque, elle aura pour conséquence majeure une inflation appréciable au 4^{ème} et 7^{ème} puis persistante dans le temps. Nos résultats s'accordent avec ceux de la théorie Keynésienne.

Nous projetons, dans un futur travail, de rajouter d'autres variables (PIB, IMPORTATIONS, EXPORTATIONS) pour estimer l'impact relatif d'une politique monétaire expansionniste sur la croissance économique en Algérie.

-Annexes

Annexe 01 Test de cointégration de JOHANSEN

Sample (adjusted): 2009M07 2016M12

Included observations: 90 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: DY1SA DY2SAB

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.304478	40.22823	15.49471	0.0000
At most 1 *	0.080465	7.549890	3.841466	0.0060

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.304478	32.67834	14.26460	0.0000
At most 1 *	0.080465	7.549890	3.841466	0.0060

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

DY1SA	DY2SAB
-0.004471	2.283488
0.018396	-0.137426

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(DY1SA)	-18.09160	-27.47971
D(DY2SAB)	-0.759369	0.081589

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -685.5659

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

DY1SA	DY2SAB
1.000000	-510.7490
	(82.6378)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)	
D(DY1SA)	0.080885 (0.05032)
D(DY2SAB)	0.003395 (0.00059)

Source :auteur à partir d'eviews7

Annexe 02 Estimation du VECM

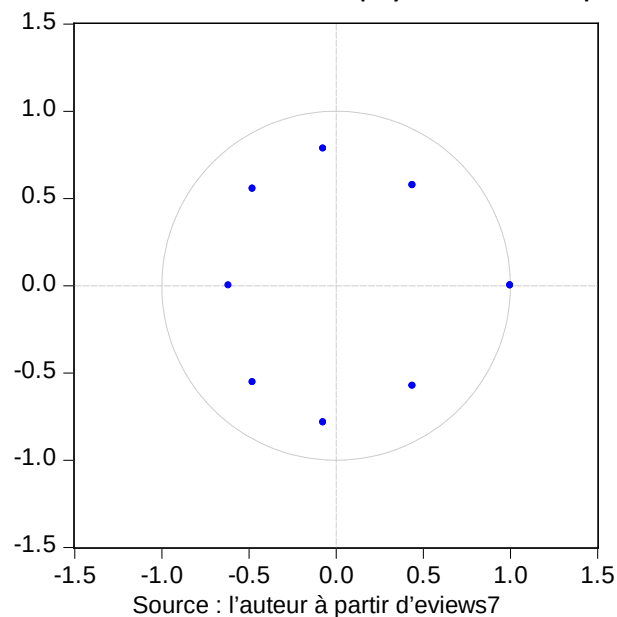
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
DY1SA(-1)	1.000000	
DY2SAB(-1)	-571.4889 (76.3604) [-7.48410]	
C	-82.65689	
Error Correction:	D(DY1SA)	D(DY2SAB)
CointEq1	0.051558 (0.03476) [1.48330]	0.002896 (0.00041) [7.10466]
D(DY1SA(-1))	-0.854134 (0.10855) [-7.86848]	-0.003420 (0.00127) [-2.68732]
D(DY1SA(-2))	-0.719617 (0.11428) [-6.29722]	-0.002619 (0.00134) [-1.95459]
D(DY1SA(-3))	-0.379508 (0.10160) [-3.73530]	0.000128 (0.00119) [0.10722]
D(DY2SAB(-1))	20.54495 (16.5368) [1.24238]	0.619815 (0.19390) [3.19657]
D(DY2SAB(-2))	22.85662 (12.6420) [1.80799]	0.321865 (0.14823) [2.17136]
D(DY2SAB(-3))	3.722609 (9.15927) [0.40643]	0.281584 (0.10740) [2.62193]
C	-1.728618 (11.1282) [-0.15534]	0.022287 (0.13048) [0.17081]

R-squared	0.478414	0.610047
Adj. R-squared	0.434425	0.577159
Sum sq. resids	932473.2	128.2007
S.E. equation	105.9935	1.242814
F-statistic	10.87573	18.54943
Log likelihood	-549.3039	-144.7180
Akaike AIC	12.24844	3.356439
Schwarz SC	12.46917	3.577174
Mean dependent	0.470729	0.047762

S.D. dependent	140.9399	1.911251
Determinant resid covariance (dof adj.)		17328.16
Determinant resid covariance		14415.37
Log likelihood		-693.9571
Akaike information criterion		15.64741
Schwarz criterion		16.14406

Source :auteur à partir d'evIEWS7

Annexe 03 Inverse des racines du polynôme caractéristique



Annexe 04 Test de corrélation sérielle :LM Test

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 2009M01 2016M12

Included observations: 91

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.091141	0.7190
2	7.813922	0.0986

Probs from chi-square with 4 df.

Source : l'auteur à partir d'evIEWS7

Annexe 05 Test d'hétéroscédasticité des résidus

Sample: 2009M01 2016M12

Included observations: 91

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
33.44870	42	0.8241

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(14,76)	Prob.	Chi-sq(14)	Prob.
res1*res1	0.154417	0.991344	0.4705	14.05194	0.4458
res2*res2	0.106747	0.648737	0.8154	9.714016	0.7828
res2*res1	0.105586	0.640845	0.8224	9.608325	0.7902

Annexe 06 Test de normalité des résidus

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Sample: 2009M01 2016M12

Included observations: 91

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.154720	0.363062	1	0.5468
2	0.385086	2.249084	1	0.1337
Joint		2.612146	2	0.2709

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.660361	1.653458	1	0.1985
2	2.836886	0.100881	1	0.7508
Joint		1.754340	2	0.4160

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.016521	2	0.3649
2	2.349965	2	0.3088
Joint	4.366486	4	0.3587

Source : l'auteur à partir d'eviews7

-Références

- 1- Levacic R. & Rebman A.(1982). "Macroeconomics: an introduction to Keynesian-Neoclassical controversies", Macmillan,
- 2- Dwivedi D.N. (2010). "Macroeconomics: theory and policy", Tata Mcgraw Hill Education, New Delhi, pp 565-599.

- 3- Mishkin F.S.(2015). "Macroeconomics: theory and practice", Pearson Adison-Wesley, Boston, 2015.
- 4- Sadeghi M.& Alavi S.Y. (2013). "Modeling the impact of money on GDP and inflation in Iran: Vector-error-correction-model (VECM) approach", African Journal of Business Managment, vol.7(35), pp.3423-3434.
- 5- Agbonlahor O.(2014). "The impact of monetary policy on the economy of the united kingdom: a vector error correction model (vecm)",European Scientific Journal vol.10(16), pp.19-42.
- 6- Hai B.V. & Trung T.T.M. (2015). "The transmission mechanism of monetary policy in Vietnam: a VAR approach", working Paper, 2015.
- 7- [www.bank-of-algeria.dz/bulletins statistiques/ bulletins statistiques trimestriels/](http://www.bank-of-algeria.dz/bulletins_statistiques/) 3.1 situation monétaire: masse monétaire(M2), p.10.
- 8- www.ons.dz/publications/ collections statistiques / ipc / collections statistiques n°203/2017, serie E: statistiques économiques n° 90.
- 9- Martin V. , Hum S. & Harris D. (2012). "Econometric modeling with time series: specification, estimation and testing", Cambridge University Press, pp.483-737.
- 10- Lutkepohl H.(2005). "New introduction to time series analysis". Springer-verlag, Berlin, pp.13-352.