

IMPACT D'UNE POLITIQUE MONÉTAIRE EXPANSIONNISTE SUR L'INFLATION EN ALGÉRIE

Tahar **BOURIOUNE***

Received: 24/ 01/ 2018/ **Revised:** 09/11/ 2018/ **Accepted:** 19/12/ 2018

Corresponding authors: wbourioune@yahoo.fr

RÉSUMÉ

L'auteur se propose d'étudier l'effet d'une augmentation de l'offre de monnaie sur l'inflation et la croissance en Algérie, sur la base des données 2007 : Q1-2016 :Q4, au moyen des fonctions de réponse aux impulsions et de la décomposition de la variance du modèle VAR/VECM. L'impact du choc monétaire, selon nos résultats, semble se répercuter beaucoup plus en inflation qu'en croissance économique conformément à l'assertion keynésienne et à littérature empirique.

MOTS CLÉS :

Politique monétaire, inflation, PIB, VAR, IRF.

JEL CLASSIFICATION : E52, E31, C51,C32.

ABSTRACT

The author proposes to study the effect of an increase in money supply on inflation and growth in Algeria, based on data 2007:Q1- 2016:Q4, by means of impulse response functions and decomposition of the variance of the VAR / VECM model. The impact of the monetary shock, according to our results, seems to be reflected much more in inflation than in economic growth according to the Keynesian assertion and empirical literature.

KEY WORDS:

Monetary policy, inflation, PIB, VAR, IRF

JEL CLASSIFICATION : E52, E31, C51, C32.

ملخص

يقترح المؤلف دراسة تأثير زيادة عرض النقود على التضخم و النمو الاقتصادي في الجزائر، استنادا إلى بيانات Q1: 2007/Q4: 2016، عن طريق وظائف الاستجابة النبضية وتفكيك التباين لنموذج VAR/VECM.

وفقا لتناجنا، يبدو أن تأثير الصدمة النقدية ينعكس على التضخم أكثر بكثير مما ينعكس على النمو الاقتصادي وفقا للتأكيد الكينزي و الأدب التجريبي.

كلمات مفتاحية:

السياسة النقدية، الناتج الداخلي الخام، التضخم، شعاع الانحدار الذاتي، وظائف الاستجابة النبضية.

تصنيف جال: E52, E31, C51, C32

INTRODUCTION

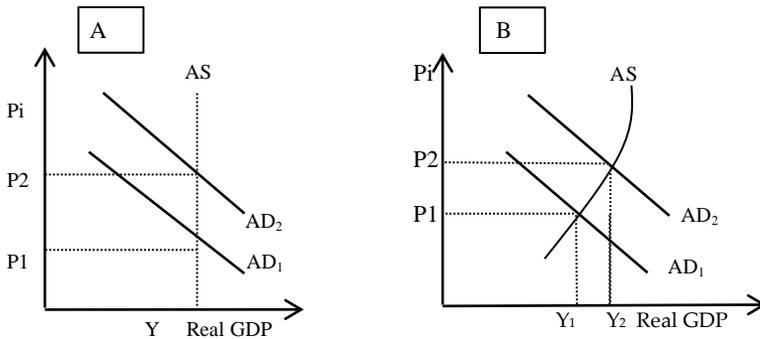
La controverse entre partisans et opposants à l'intervention économique de l'état se poursuit à ce jour. En plus, l'effet des politiques monétaires est appréhendé différemment selon les courants de pensées économiques.

Le modèle classique, basé sur la loi des débouchés de Say, la théorie classique de l'intérêt et la théorie quantitative de la monnaie, appréhende le système économique selon un modèle d'équilibre, général, de plein-emploi et autorégulateur.

L'offre globale AS étant par hypothèse inélastique à long terme, toute augmentation de la demande AD se répercute en prix (figure 1A). En outre, l'hypothèse de flexibilité des prix et des salaires explique le retour à l'équilibre de plein emploi, après tout choc advenu sur le marché. Nul besoin alors de l'intervention de l'état à travers ses politiques monétaires ou budgétaires.

Le modèle keynésien, basé principalement sur l'hypothèse d'insuffisance de la « demande effective », la théorie de la préférence pour la liquidité et la rigidité des prix et des salaires à court terme, appréhende le système économique selon un modèle d'équilibre de sous-emploi (le plus souvent). L'offre globale AS étant ici relativement élastique, toute augmentation de la demande globale AD se répercute partiellement en augmentation d'output (figure 1B).

Figure n°1 : Effet d'une augmentation d'AD: A-classique B-keynésien



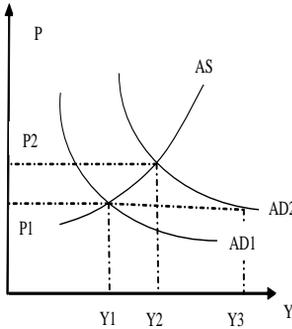
Source: auteur

De ce fait, les keynésiens, contrairement aux classiques, affirment qu'une politique monétaire expansive induit des effets positifs sur l'activité économique dans le court terme. Les politiques monétaires et budgétaires sont alors les instruments privilégiés des autorités monétaires pour relancer la demande globale AD (Mishkin, 2015).

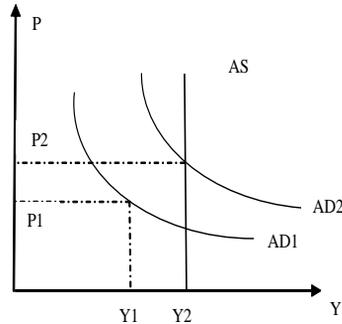
En cas d'une politique monétaire expansive, la banque centrale (BC) diminue le taux d'intérêt (i) qui implique une augmentation de l'investissement (I) et par suite AD. Ceci induit un revenu d'équilibre plus grand (soit Y_3 , Figure 2).

Devant la réduction induite 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 Y_2 , Figure 2). Finalement, toute augmentation de la masse monétaire (M) doit s'accompagner, selon les keynésiens, d'une augmentation de l'offre globale (AS). Néanmoins, si l'économie rencontre des problèmes de structure d'AS, à l'instar du système algérien, l'augmentation de M se répercutera totalement en augmentation des prix et donc en inflation (Figure 3).

Figure n°2 : Effet ΔM , AS élastique Figure n°3 : Effet ΔM , AS inélastique



Source: l'auteur



Source: l'auteur

Les monétaristes (Friedman,...), partant du corollaire de l'identité de la théorie quantitative de la monnaie (TQM) :

P: niveau général des prix M: masse monétaire

V: vélocité

Q : production en volume

$$P = (V/Q)^I M$$

soutiennent, après réhabilitation de la TQM, que la conséquence d'une augmentation de la masse monétaire M dépend des caractéristiques de la constante de vélocité V . À long terme, V est constante et par suite toute politique monétaire expansive se répercute en prix P (inflation). A court terme, V est volatile et par suite toute politique monétaire expansive aura un effet sur l'output.

La controverse s'est poursuivie dans les années 80 et 90 entre la nouvelle école classique (NEC) et la nouvelle école keynésienne (NEK).

Les tenants de la NEC (R. Barro, T. Sargent, R. Lucas, ...), s'appuyant sur le concept « d'anticipations rationnelles », affirmèrent qu'en général les politiques monétaires prévus par la BC sont anticipés par les agents économiques et de ce fait elles n'auront d'effet que sur les prix. Seuls, les rares politiques monétaires non anticipés par les agents économiques auront un impact sur les agrégats réels. Ils

conclurent à l'inefficacité de l'intervention de l'état en économie et au pouvoir autorégulateur du marché.

La nouvelle école keynésienne NEK (G. Mawkin, O. Blanchard, J. Stiglitz, ...), en réplique à la NEC, intégra dans le modèle IS-LM les anticipations rationnelles et justifia la lenteur du retour à l'optimum, après perturbation, par les « rigidités » inhérentes au marché même. Bien que cette école essaie de réconcilier les approches micro et macro, elle pense qu'une politique monétaire peut influencer à court terme sur la production et l'emploi.

D'après la littérature empirique consultée sur ce sujet, l'augmentation de l'offre de monnaie aurait un effet inflationniste dans les pays émergents (Gespedes, Brésil), (Padmasani, Inde), (Bonga, Afrique du sud), (Chuku, Nigéria) et en développement (Sadaghi, Iran), (Ihsan, Pakistan), (Khysy, Lao) mais réel dans les pays développés (Agbonlahor, UK), (Clostermann, Allemagne), ...

B. Céspedes (2008) utilisa le modèle SVAR pour apprécier les chocs des politiques monétaires au Brésil. Les résultats empiriques soutinèrent à l'évidence qu'une politique monétaire restrictive réduit le niveau des prix.

L. Bonga (2015) évalua l'impact d'un choc monétaire sur l'inflation et le PIB en Afrique du Sud en utilisant le modèle SVAR. Les fonctions de réponse à un choc positif de la masse monétaire aboutirent, selon lui, à diminuer le PIB mais pas l'inflation.

A. Chuku (2009), identifia l'effet de la politique monétaire expansive au Nigéria grâce au modèle SVAR. Les résultats montrèrent qu'une augmentation de M2 a un modeste impact sur l'output.

M. Sadeghi (2013) étudia l'effet d'une politique monétaire expansive sur l'inflation et le PIB en Iran au moyen du modèle VECM et conclua qu'à long terme l'effet de cette politique est inflationniste bien qu'à court terme elle n'a pas d'effet si sur l'inflation ni sur le PIB.

I. Ihsan (2015) prospecta, à travers le modèle de régression multiple, l'effet d'une augmentation de M2 sur l'inflation et le PIB au Pakistan. Il aboutit à dire que plus M2 est grand plus l'inflation est élevée.

G. Clostermann (2002) utilisa l'approche P-Star pour analyser l'effet de la politique monétaire sur l'inflation et les agrégats réels, en Allemagne, sur la base du VECM. Les résultats révélèrent que les effets de la politique monétaire sur les agrégats réels sont de nature temporaire. A long terme, la monnaie est neutre.

O. Agdonlahor (2014) étudia l'impact de la politique monétaire sur la croissance en Grande Bretagne en se servant du modèle VECM. Les résultats montrèrent qu'à long terme l'accroissement de la masse monétaire conduit à la croissance économique.

Ce papier sera organisé comme suit: La section 1 sera consacrée à la présentation des données puis à la formalisation du modèle VAR/VECM. La section 2 sera dédiée à la spécification du modèle et aux résultats. Les sections 3 et 4 seront réservées respectivement à la discussion des résultats et à la conclusion.

1- MATERIEL ET MÉTHODES

1.1- Les données

La période d'étude, choisie compte tenu des données disponibles, à couvert 40 trimestres : de 2007 :01 à 2016 :04. 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 (ONS, 2017). Les données Y3 concernant le PIB ont été collectées des comptes nationaux élaborés par (ONS, 2015). Le prétraitement des données a abouti aux séries Y1SA, Y2SA dessaisonnalisées et Y3 déflatée. Le logiciel de base a été Eviews 7.

1.2- Le modèle

Le modèle VAR(p) est un modèle AR(p) multivarié où le passé de la variable vectorielle X_t est l'unique explicative. 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 $_{(n,1)}$

$$\Phi(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i L^i \quad (1)$$

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

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

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:

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

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 :

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

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

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

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

$$\Delta X_t = B_0 + B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_{p-1} X_{t-p+1} + \gamma' \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

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

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

Dans notre étude, le modèle VAR a été construit à partir de trois variables: la masse monétaire Y1, l'indice des prix de consommation Y2 et la croissance économique Y3. La masse monétaire identifie le choc monétaire, l'IPC et le PIB les effets induits. Nous envisageons maintenant la description du modèle et la présentation des résultats.

2- SPÉCIFICATION ET RÉSULTATS

2.1- 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, estimation puis validation du modèle.

2.1.1. Étude de stationnarité

En entreprenant le test de Dickey Fuller DF, il est apparu qu'Y1SA et Y2SA sont de la forme I(1)+C tandis qu'Y3 est de la forme I(1). Par suite DY1SA, DY2SA et DY3 ont constitué les séries stationnarisées avec lesquelles nous avons entamé l'étude VAR(p) par la détermination du retard maximal p^* .

2.1.2. Détermination du lagmax

Le retard maximal a été estimé à 6 (Tableau N°1), ce qui nous a permis d'estimer le modèle VAR(6) et d'entamer le test de cointégration.

Tableau n°1. Sélection de l'ordre du retard du VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-865.7760	NA	3.14e+18	51.10447	51.23915	51.15040
1	-714.2342	267.4267 ⁱ	7.19e+14	42.71966	43.25838 ⁱ	42.90338 ⁱ
2	-703.8732	16.45581	6.74e+14	42.63960	43.58235	42.96110
3	-696.7768	10.01840	7.81e+14	42.75158	44.09837	43.21087
4	-686.7383	12.40050	7.87e+14	42.69049	44.44131	43.28757
5	-677.1411	10.16173	8.56e+14	42.65536	44.81022	43.39023
6	-659.3668	15.68322	6.19e+14 ⁱ	42.13922 ⁱ	44.69812	43.01188

ⁱindicateslagordersedlected by the criterion

Source : construit à partir des résultats d'evIEWS7

2.1.3. Estimation et validation du modèle

Le test de cointégration confirme l'existence de relations de long terme entre les trois variables Y1SA, Y2SA et Y3. Le modèle VECM optimal comporte 5 retards et 2 équations de cointégration. Il est, pour l'essentiel, stationnaire et valide (Annexes 3, 4 et5).

3- RÉSULTATS DE L'ANALYSE DU CHOC MONÉTAIRE

Cette analyse comprend l'analyse de causalité, l'étude des fonctions de réponse aux impulsions IRF et l'étude de la décomposition de la variance de l'erreur DV.

3.2.1. Analyse de causalité

Le test de causalité de Wald ci-dessousaffirme qu'il existe une causalité unidirectionnelle de la variable Y1 versY2 et une causalité unidirectionnelle d'Y1 vers Y3 (tableau 2). L'analyse du choc monétaire se concentrerasur l'étude de la fonction de réponse de l'IPC (Y2) puis du PIB (Y3) à une augmentation d'1 écart type des innovations deY1.

Tableau n°2 : **Test de causalité**

Causalité entre Y1(M2) et Y2(IPC)

HYPOTHESE NULLE	STATISTIQUE DU χ^2	p_value
M2 ne cause pas IPC	14.98	0.0104
IPC ne cause pas M2	7.55	0.1824

Causalité entre Y1(M2) et Y3(PIB)

HYPOTHESE NULLE	STATISTIQUE DU χ^2	p_value
M2 ne cause pas PIB	14.77	0.0114
PIB ne cause pas M2	9.31	0.0971

Causalité entre Y3(PIB) et Y2(IPC)

HYPOTHESE NULLE	STATISTIQUE DU χ^2	p_value
PIB ne cause pas IPC	5.30	0.3798
IPC ne cause pas PIB	10.88	0.0538

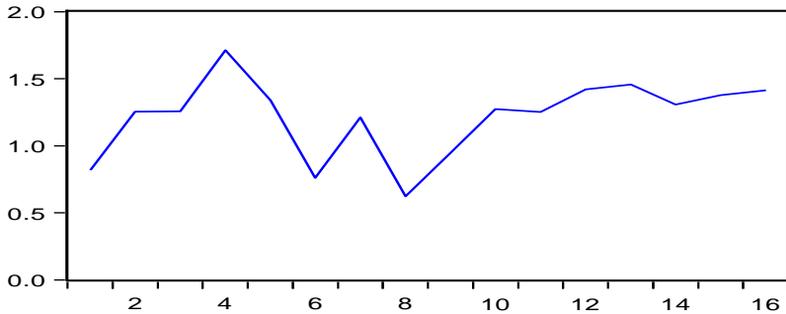
Source : construit à partir des résultats d'evIEWS7

3.2.2. Fonction de réponse impulsionnelle (IRF)

Les figures 3 et 4 illustrent respectivement l'impact d'une augmentation d'écart type de l'erreur de la masse monétaire Y1 sur l'inflation IPC et sur la croissance économique PIB durant les 18 mois suivants l'amorce du choc émis.

L'impact sur l'inflation du choc de la masse monétaire est appréciable, de répercussion immédiate sur le niveau général des prix et persistant dans le temps.

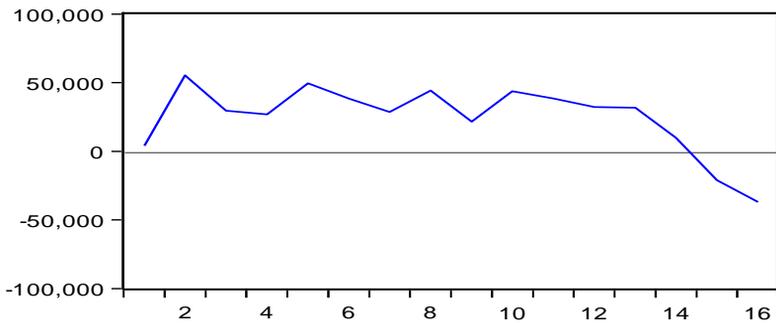
Figure n° 4 : **Fonction de réponse d'Y2 à l'impulsion d'Y1**



Source : construit à partir des résultats d'evIEWS7

L'impact sur la croissance économique du choc de la masse monétaire est immédiat, non appréciable et d'effet négatif à partir du 13^{ème} trimestre.

Figure n°5 : **Fonction de réponse d'Y3 à l'impulsion d'Y1.**

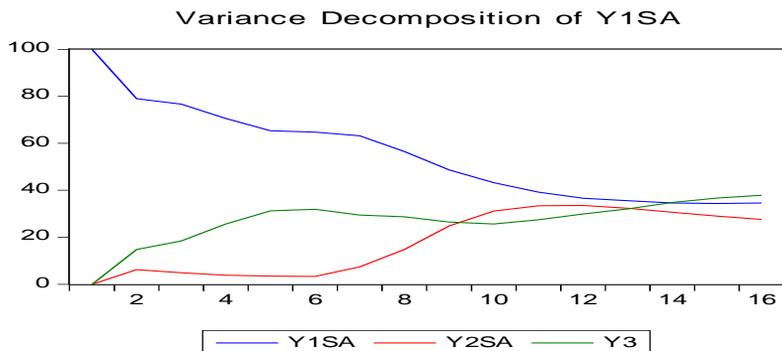


Source : construit à partir des résultats d'evIEWS7

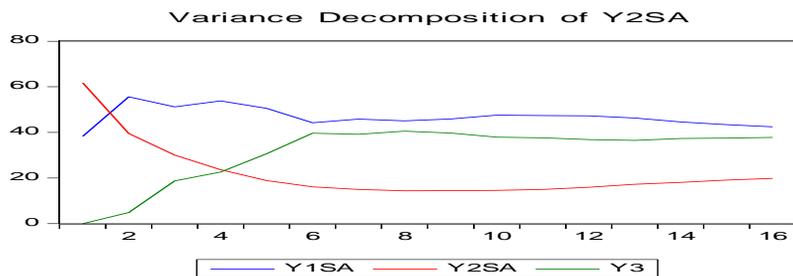
3.3.3. Décomposition de la variance de l'erreur

La figure 5 illustre la décomposition de la variance de l'erreur de prévision liée à l'impact sur l'IPC et sur le PIB du choc monétaire durant les 16 mois suivants ce choc.

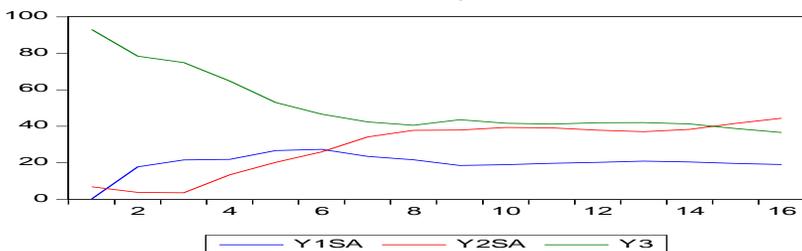
Figure n°6 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision



Source : construit à partir des résultats d'evIEWS7



Variance Decomposition of Y3



Source : construit à partir des résultats d'evIEWS7

4- DISCUSSION

Un choc positif d'écart type de l'erreur de la masse monétaire se répercute par une alternance croissante de pics positifs sur l'inflation. Le plus haut pic positif se montre au 4^{ème} trimestre. Cet effet persiste au-delà du 16^{ème} trimestre (Figure 3).

Un choc positif d'1 écart type de l'erreur de la masse monétaire se répercute par une augmentation du PIB au 2^{ème} trimestre puis une alternance amoindrie de variations positives de ce dernier suivie par une décroissance négative à partir du 13^{ème} trimestre (Figure 5).

En résumé, l'impact du choc monétaire dans le cas algérien semble se répercuter beaucoup plus en inflation qu'en croissance économique conformément à l'affirmation keynésienne et à la littérature consultée.

Par ailleurs, selon les résultats de la décomposition de la variance, la variance de l'erreur de prévision de l'IPC (Y2) est due en moyenne à ses propres innovations à concurrence de 22% et aux innovations de la masse monétaire (Y1) et du PIB (Y3) à concurrence respectivement de 46% et 32%. La masse monétaire Y1 a de ce fait un important impact sur l'inflation Y2.

La variance de l'erreur de la masse monétaire est due en moyenne à 52% à ses propres innovations et à 19% aux innovations de l'IPC et à 28% aux innovations d'Y3. Ceci confirme l'exogénéité d'Y1 relativement à Y2 et Y3.

CONCLUSION

Ce travail a étudié les conséquences probables, sur l'inflation et la croissance économique, de l'annonce par le gouvernement algérien le 17/09/2017¹ de recourir à la « planche à billet » pour lutter contre le

¹ Lors de la présentation du plan d'action du gouvernement à l'APN.

tarissement des ressources du trésor public. Cette étude a été menée à travers le modèle dynamique VAR/VECM qui nous a permis, à travers ses fonctions IRF et DV, d'apprécier l'impact d'un choc de la masse monétaire M2 sur l'IPC et le PIB.

Après avoir mené une politique budgétaire expansionniste depuis 2001 (plan de soutien à la relance économique PSRE 2001-2003), période caractérisée par une pléthore de ressources monétaires dues à l'augmentation des prix de pétrole, l'Algérie envisage de mener une politique monétaire expansionniste à partir de 2018 pour pallier à la chute du prix de pétrole. Nos résultats ont montré que l'impact du choc monétaire, dans le cas algérien, est appréciable plutôt sur l'IPC que sur le PIB. Ce qui conforte l'assertion keynésienne d'une part et s'accorde avec les résultats de la littérature empirique.

En outre, les équations de cointégration de long terme affirment qu'il existe une corrélation positive entre la croissance économique $Y3$ et la masse monétaire $Y1$: un accroissement d' $Y3$ de 1% engendrerait un accroissement d' $Y1$ de 2.15%. Ce qui soutient la théorie quantitative de la monnaie.

Références bibliographiques

- Agbonlahor, (2014).** "The impact of monetary policy on the economy of the united kingdom: a vector error correction model (vecm)". In *European Scientific Journal*. vol.10(16), pp.19-42, USA
- Banque d'Algérie, (2007-2017).** *Bulletins statistiques trimestriels*.
- Bonga L., & Kabundi A., (2015).** 'Monetary policy instrument and inflation in South Africa: structural vector error correction model approach". *University of Johannesburg*.
- Céspedes B., Lima E & Maka A., (2008).** 'Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the real plan: stylized facts from SVAR models'. *RBE*, vol.62 (2), pp.123-160, Rio de Janeiro.

Chuku A., (2009). 'Measuring the effects of monetary policy innovations in Nigeria: a structural vector autoregressive (svar) approach'. *African Journal of Accounting, Economics, Finance and Banking Research*, vol.5(5), Nigeria.

Clostermann J., & Seiz F., (2002). 'Money, inflation and growth in Germany: a Vector – Error – Correction – P -Star Model'. *Journal of economics and statistics*, vol.222(6), Stuttgart.

Dwivedi D.N., (2010). 'Macroeconomics: theory and policy". Tata Mcgraw Hill Education, New Delhi.

Ihsan I & Anjum S., (2013). 'Impact of money supply (M2) on GDP of Pakistan". *Global Journal of management and Business Research*, vol.13(6), version 1.USA.

Levacic R & Rebman A., (1982). 'Macroeconomics: an introduction to Keynesian- Neoclassical controversies", Macmillon, London.

Lutkepohl H., (2013). 'Introduction to multiple time series analysis". Springer-verlag, Berlin.

Martin V., Hum S., & Harris D0, (2012). 'Econometric modeling with time series: specification, estimation and testing". Cambridge University Press, UK.

Mishkin F.S., (2015). 'Macroeconomics: theory and practice". Pearson Adison-Wesley, Boston.

Office National des Statistiques, (2017). *Collections statistiques* n°203/2017.

Padmasani & Kasthuri K., (2018). 'The impact of monetary policy on India economy during post period reform'. *International Journal of Management Studies*, vol.5(1).

Sadeghi M., & Alavi S.Y., (2013). 'Modeling the impact of money on GDP and inflation in Iran: Vector-error-correction-model (VECM) approach'. In *African Journal of Business Managment*, vol.7(35), pp.3423-3434, 21 september 2013.

Srithilat K., & Sun G., (2017). 'The impact of monetary policy on economic development: evidence from Lao PDR'. *Global Journal of Human-Social Science: E Economics*, vol.17(2), USA.

Office National des Statistiques, (2015). *Comptes économiques*, n°739, 4ème trimestre. 2015.

ANNEXES

Annexe1 : Test de corrélation sérielle des résidus du VECM

Lags	LM-Stat	Prob
1	15.79201	0.0714
2	12.03257	0.2115
Probsfrom chi-square with 9 df.		

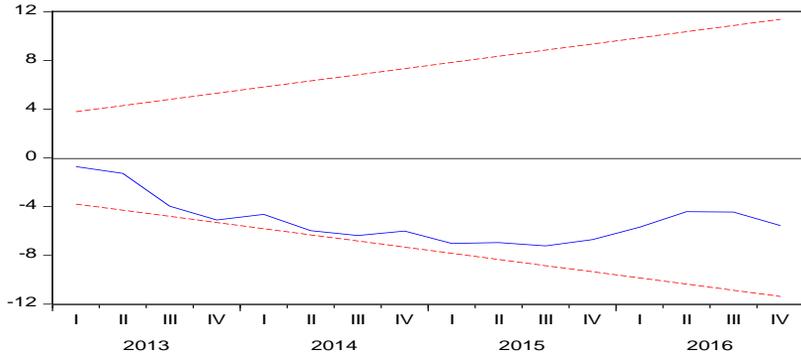
Source : construit à partir des résultats d'evIEWS7

Annexe2 : Test de normality du modèle VECM

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.511796	1.484297	1	0.2231
2	0.239864	0.326031	1	0.5680
3	0.022796	0.002945	1	0.9567
Joint		1.813273	3	0.6121
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.182937	0.047410	1	0.8276
2	2.962243	0.002020	1	0.9642
3	2.956625	0.002665	1	0.9588
Joint		0.052095	3	0.9969
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	1.531707	2	0.4649	
2	0.328051	2	0.8487	
3	0.005610	2	0.9972	
Joint	1.865368	6	0.9317	

Source : construit à partir des résultats d'evIEWS7

Annexe 3 : Test de stabilité du modèle



Source : construit à partir des résultats d'evIEWS7